UNIVERSITÉ DE GRENOBLE

THÈSE

Pour obtenir le grade de

DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ DE GRENOBLE

Spécialité : **Sciences économiques**

Arrêté ministériel : 7 août 2006

Présentée par

Jérémy Tanguy

Thèse dirigée par **Patrick Musso**
et codirigée par **Claire Salmon**

préparée au sein du laboratoire **IREGE**
et de l'école doctorale **SISEO**

Grèves, conflits du travail et performances des entreprises en France

Thèse soutenue publiquement le **6 décembre 2012**,
devant le jury composé de :

M. Jean-Yves Lesueur
Professeur, Université de Lyon, Rapporteur
M. Yannick L'Horty
Professeur, Université Paris-Est Marne-la-Vallée, Rapporteur
M. Patrice Laroche
Professeur, Université Nancy 2, Examinateur
Mme Mareva Sabatier
Professeur, Université de Savoie, Examinatrice
M. Patrick Musso
Professeur, Université de Nice - Sophia Antipolis, Directeur de thèse
Mme Claire Salmon
Maître de conférences, Université de Savoie, Co-Directrice de thèse





Remerciements

Je tiens tout d'abord à exprimer mes remerciements à Patrick Musso et Claire Salmon, qui ont encadré mon travail doctoral. Je les remercie pour leur soutien, leurs encouragements et leurs conseils avisés tout au long de mes travaux de recherche. Au-delà de cette thèse, je leur suis également très reconnaissant pour la bienveillance qu'ils ont eu à mon égard. Je remercie Jean-Yves Lesueur et Yannick L'Horty d'avoir accepté d'être rapporteurs de cette thèse, ainsi que Patrice Laroche et Mareva Sabatier d'avoir accepté d'être membres du jury. Leur participation m'honore d'autant plus qu'ils sont assurément à l'origine de mon attrait pour la recherche appliquée en économie du travail et en relations industrielles.

Les travaux de recherche présentés dans cette thèse n'auraient pu être menés sans l'aide de la Dares et de l'Insee, qui m'ont fourni les données utilisées dans cette thèse. Je tiens ainsi à remercier les personnes qui m'ont aidé dans l'obtention et le traitement de ces données ; je pense notamment à Loup Wolff.

Je remercie ensuite très chaleureusement les membres de l'IREGE pour leur accueil et les conditions de travail exceptionnelles qu'ils m'ont apportées tout au long de ce projet. J'ai bénéficié, avant et pendant la thèse, du soutien d'enseignants-chercheurs que je tiens à remercier ; je pense notamment à Mareva Sabatier, Rachel Bocquet, Emmanuel Abord de Chatillon et Aude Pommeret. Je remercie également Jean-François Gajewski, ancien directeur de l'IREGE, puis Caroline Mothe, qui lui a succédé, pour leur confiance et leur soutien dans mes activités de recherche (conférences et autres). Je n'oublie bien évidemment pas Muriel Porte et Gersende Gatellet qui, au-delà de leur appui précieux dans les diverses démarches administratives, contribuent fortement à faire de l'IREGE un lieu de travail agréable et convivial.

Je tiens également à remercier les doctorants et anciens doctorants de l'IREGE que j'ai eu le plaisir de côtoyer au cours de ces quatre années : Alejandro, Anna, Anne,

Amandine, Belinda, Caroline, Damien, Dorothée, Elodie, Franck, Lydie, Nelson, Ozge, Romain, Safae, Sandra, Younes et ceux que j'oublie. Ces années de thèse m'ont permis de faire de 'belles' rencontres. Je pense notamment à Marianne, Sébastien et Céline, que je remercie particulièrement pour leur soutien moral et bien plus encore.

Je tiens enfin à remercier mes proches pour leur compréhension, leur soutien et la confiance qu'ils m'ont témoigné au cours de cette aventure. Je pense notamment à mes parents et à mon frère, qui n'ont de cesse de m'encourager dans mes projets, et ce quelle que soit la direction que j'emprunte. Enfin, merci à celle qui aura eu à endurer les désagréments de la vie aux côtés d'un individu régulièrement sujet à des périodes d'anxiété et de doute. Son soutien, sa compréhension mais également son impatience auront fortement contribué à ma détermination dans la réalisation et l'aboutissement de ce travail de thèse. Aurélie, merci infiniment.

Le chapitre 1 a bénéficié des remarques et suggestions des rapporteurs anonymes de la revue *Industrial Relations : a Journal of Economy and Society*, ainsi que de son éditeur, Steven Raphael ; les participants des conférences auxquelles l'article a été présenté ont également contribué à l'enrichir : 10th Comparative Analysis of Enterprise Data Conference (Londres, 2010), 28èmes Journées de Microéconomie Appliquée (Sousse, 2011), 60ème Congrès de l'Association Française de Science Economique (Nanterre, 2011), 23rd European Association of Labour Economists (Paphos, 2011).

Le chapitre 2 a bénéficié des commentaires de Jérôme Lé (DARES) et des participants des conférences auxquelles il a été présenté : 29èmes Journées de Microéconomie Appliquée (Brest, 2012), 61ème Congrès de l'Association Française de Science Economique (Paris, 2012).

Table des matières

Introduction générale

'En dépit de l'attention que l'activité de grève a reçu, les grèves se sont révélées difficiles à modéliser et, tandis que de nombreuses théories des grèves ont été développées, aucune théorie n'a été largement acceptée' (Mumford, 1993: 285). L'analyse des grèves, et des conflits du travail plus généralement, a donné lieu à une littérature très étendue tant en économie du travail qu'en relations industrielles. Cette littérature propose des approches théoriques très diverses et parfois contradictoires des grèves. La grève a ainsi été alternativement conçue comme un accident ou le résultat d'erreurs dans la négociation, comme un outil de révélation de l'information privée dans la négociation collective ou encore comme un mécanisme d'expression collective du mécontentement des salariés sur le lieu de travail. Un nombre important de travaux empiriques ont été menés dans la littérature, y compris récente, dans le but de tester les prédictions des différents modèles théoriques des grèves.

Malgré ces développements théoriques et les questions de recherche qu'ils suscitent, il s'avère que les grèves, et conflits du travail dans leur ensemble, ont donné lieu à peu d'études quantitatives en France, au regard de leurs déterminants et de leur impact sur la performance économique des entreprises. L'analyse des conflits du travail – ou conflits professionnels – en France a essentiellement été conduite dans des travaux historiques, sociologiques ou issus des sciences politiques (*e.g.* Groux & Pernot, 2008). Ces travaux ont notamment permis de mettre en évidence les spécificités du cadre français dans ce domaine et les transformations observées dans les formes prises par les conflits du travail en France. En revanche, les études quantitatives des déterminants des conflits du travail et de leur réel impact sur l'organisation et la performance des entreprises restent marginales en France (*e.g.* Besancenot & Vranceanu, 1999; Tournadre & Villeval, 2002, 2004).

Ce manque de travaux d'inspiration économique en France contraste fortement avec une forte tradition des pays anglo-saxons dans l'analyse empirique des grèves et autres conflits du travail, en relations industrielles et en économie du travail. Ce faible intérêt pour les conflits du travail en France et l'application de modèles théoriques anglo-saxons peut s'expliquer par une organisation des relations professionnelles en France difficilement comparable à celle des principaux cadres anglo-saxons. Les spécificités françaises compliquent effectivement les éventuelles tentatives de reproduction des modèles théoriques d'origine anglo-saxonne mais ne peuvent justifier à elles-seules la quasi-absence de travaux empiriques d'inspiration économique sur les conflits du travail en France. La France est, en outre, connue pour l'ampleur des conflits sociaux à l'échelle nationale, où les grèves sont davantage perçues comme un outil politique que comme un outil économique des syndicats dans la négociation collective. Les syndicats français et leurs membres sont reconnus pour défendre leurs valeurs plutôt que leurs intérêts économiques lors des grèves. Des données récentes en France révèlent cependant que ces conflits dits 'généralisés' [1] se concentrent principalement dans les fonctions publiques et les grandes entreprises publiques (Sirot, 2002; Pernot & Pignoni, 2008) et que l'essentiel des grèves est constitué depuis plusieurs années par des conflits dits 'localisés' [2] (Groux & Pernot, 2008). Les mots d'ordre internes à l'entreprise, au premier rang desquels la rémunération des salariés, rassemblent ainsi désormais la majorité des motifs des grèves en France. En 2008, par exemple, les mots d'ordre externes à l'entreprise ne représentaient que 20% de l'ensemble des mots d'ordre des grèves' [3].

Une raison plus objective au faible nombre d'études quantitatives en France a pu être, par le passé, l'absence de données sur les conflits du travail au niveau des établissements et entreprises. Alors que l'évaluation des conflits du travail en France s'est pendant longtemps limitée au recensement du nombre de journées individuelles non-travaillées (JINT) pour fait de grève par l'inspection du travail, ce n'est que ré-

1. Le conflit généralisé se définit comme 'toute cessation collective de travail résultant d'un mot d'ordre commun à plusieurs établissements appartenant à des entreprises différentes ou à plusieurs entreprises – journées nationales d'action, grèves sectorielles ou pluri-sectorielles dans une région' (Brochard, 2003: 5)

2. Est considéré comme conflit localisé 'toute cessation collective du travail résultant d'un mot d'ordre interne à un établissement quelconque, ou plusieurs établissements d'une même entreprise' (Brochard, 2003: 5)

3. Source : enquête ACEMO 'Négociations et représentation des salariés', Dares.

cemment que le développement d'enquêtes régulières (annuelles ou pluri-annuelles) au niveau des établissements et entreprises a permis à la France de se doter de données microéconomiques et exhaustives sur les conflits du travail.

Cependant, l'analyse d'objets jusque-là négligés dans le cadre français ne peut être la seule motivation de nos travaux de recherche. Si les grèves ont été délaissées par les études quantitatives d'inspiration économique en France, c'est peut-être que leur étude n'a pas été jugée pertinente. Nous pensons, à l'inverse, que l'analyse des grèves, comme formes d'action collective des salariés, est aujourd'hui d'autant plus intéressante dans un contexte d'individualisation de la relation d'emploi dans les entreprises, en termes notamment de rémunération (augmentations individuelles de salaire, primes individuelles. . .), d'évolution de carrière ou plus généralement de conditions de travail. Quelle place les grèves, comme formes d'action collective des salariés, occupent-elles dans un contexte favorisant des relations individuelles entre salariés et employeur ? Nous considérons que l'étude des grèves en lien avec des aspects caractéristiques de cette individualisation de la relation d'emploi dans les entreprises peut contribuer à une meilleure compréhension de ces formes collectives de conflit, dans le contexte français. Deux aspects, pour lesquels la littérature accorde un intérêt croissant, nous intéressent particulièrement dans cette thèse : les expressions individuelles de conflit et la dispersion des salaires à l'intérieur des entreprises.

Le degré de dispersion dans la structure des salaires rend compte pour partie des pratiques salariales adoptées dans les entreprises. Une forte dispersion des salaires traduit notamment le choix de l'employeur pour une rémunération individualisée de ses salariés, qui contraste avec le caractère collectif des revendications soulevées dans le cadre des grèves. Alors que les grèves supposent une mobilisation collective des salariés autour de revendications communes, l'accroissement des écarts de salaires entre les salariés, au sein des entreprises, est-elle un frein à l'organisation de grèves ? En France, les statistiques récentes révèlent, comme dans plusieurs pays anglo-saxons (*e.g.* Royaume-Uni), une progression des formes individuelles de conflit, tant du point de vue des salariés (*e.g.* recours aux prud'hommes) que du point de vue des employeurs (*e.g.* action disciplinaire) [4]. Ces formes d'expression et de résolution de conflit tendent

4. Les statistiques relatives à ces formes de conflit sont présentées dans une section ultérieure de l'introduction générale.

à s'opposer à la grève, comme forme privilégiée dans l'expression collective de conflits. Alors que les statistiques témoignent d'une préférence croissante des agents pour l'expression et le règlement de conflits au niveau individuel, ces formes individuelles de conflit sont-elles pour autant des substituts à l'activité de grève ? L'examen de cette relation permettrait ainsi de mieux comprendre pourquoi les grèves émergent, ou à l'inverse n'émergent pas, dans les entreprises en France. La prise en compte de cette relation entre l'activité de grève et les expressions individuelles de mécontentement des salariés (*e.g.* absentéisme), plus spécifiquement, est d'autant plus intéressante qu'elle tend à diviser les auteurs dans l'analyse de l'effet des grèves sur la productivité des entreprises. Des résultats empiriques contrastés sur cette question conduisent, en effet, à la formulation d'hypothèses contradictoires sur cette relation, comme principal canal de l'effet indirect des grèves sur la productivité. Ces expressions individuelles de mécontentement sont unanimement reconnues affecter négativement la productivité des entreprises, dans la littérature (voir, *e.g.*, Allen, 1984). Ainsi, si certains auteurs associent les grèves à une plus forte expression individuelle de mécontentement des salariés, d'autres considèrent à l'inverse une relation de substitution entre elles. Cependant, il est difficile pour les auteurs de vérifier empiriquement les hypothèses formulées sans tenir compte explicitement de ces formes individuelles de conflit. Dans quelle mesure l'effet des grèves sur la productivité des entreprises dépend-t-il réellement de l'expression individuelle de mécontentement des salariés ?

Si les principaux modèles économiques apportent peu d'éléments de réponse à ces questions, d'autres approches considèrent explicitement ces problématiques individuelles dans leur conception des grèves. Le cadre d'analyse issu de la théorie économique des grèves demeure cependant le socle commun à ces développements théoriques, qui visent à davantage tenir compte du contexte général de la négociation collective. Nous commençons donc par rappeler les apports des principaux modèles économiques des grèves, avant de préciser les aspects théoriques qui sous-tendent nos questions de recherche.

Les grèves et conflits du travail dans la littérature

L'analyse économique des conflits du travail renvoie très souvent, dans la littérature, à son expression la plus visible et la plus virulente dans les entreprises : la grève ou l'arrêt collectif du travail. La grève a, en effet, été l'objet de la majeure partie des travaux théoriques et empiriques réalisés dans ce domaine dans la littérature économique, qui recense la plupart des modèles formels de grèves. La théorie économique a connu des développements majeurs dans ce domaine au cours des années 1980 et vu émerger plusieurs modèles distincts de grèves, apportant un cadre d'analyse à la plupart des travaux empiriques sur les déterminants des grèves, y compris dans la littérature récente. Les principaux modèles économiques des grèves s'accordent sur une analyse coûts-bénéfices de l'activité de grève, dans le cadre de modèles de négociation salariale, dont l'objectif est le partage de la rente de l'entreprise.

Fondements de l'analyse économique des grèves

Les travaux de Hicks (1932, 1966) sont considérés comme pionniers dans l'analyse économique des grèves et sont à l'origine de la plupart des modèles théoriques des grèves développés par la suite dans la littérature économique. Les apports théoriques des travaux de Hicks (1932) sont multiples dans l'analyse économique des grèves. Hicks (1932, 1966) conçoit les grèves comme le résultat d'une mauvaise évaluation des coûts et des bénéfices de la grève, de la part de l'une ou des deux parties dans la négociation – *i.e.* employeur et syndicat –, ce qui le conduit à assimiler essentiellement les grèves à des erreurs de négociation ou des négociations défectueuses [5]. Hicks (1932) identifie ainsi un paradoxe, désormais célèbre sous le nom de 'paradoxe de Hicks', où les parties de la négociation sont incitées à parvenir à un accord sur les salaires sans recourir à une grève coûteuse, sous l'hypothèse que les agents sont rationnels et opérent dans un contexte d'information parfaite. Pour Hicks (1932, 1966), la grève n'est donc pas optimale *ex ante* au sens de Pareto et relèverait d'un comportement irrationnel des acteurs dans la négociation. Hicks (1932, 1966) prévoit néanmoins que la menace de grève doit être utilisée occasionnellement par le syndicat afin de prouver à l'employeur

5. Hicks (1966: 146-147) note que 'la majorité des grèves réelles sont sans aucun doute le résultat d'une négociation défectueuse' ; 'une connaissance adéquate rendra toujours un règlement possible'.

sa volonté et la crédibilité de son pouvoir de négociation. Hicks (1932, 1966) met également en évidence l'existence de divergences d'estimation entre les représentants syndicaux (ou direction du syndicat) et les membres du syndicat quant à l'ampleur de l'augmentation de salaire qui peut être effectivement obtenue de la part de l'employeur.

Dans la littérature, les travaux de Rees (1952) ont également inspiré les modèles économiques des grèves, notamment dans la compréhension des fluctuations cycliques de l'activité de grève. Rees (1952) a mis en évidence le caractère pro-cyclique des grèves, à partir de l'examen des séries chronologiques de la fréquence des grèves, au niveau macroéconomique[6]. Il explique cette dépendance de l'activité de grève aux conditions cycliques à travers l'évolution du pouvoir de négociation relatif du syndicat et de l'employeur au cours du cycle économique. Rees (1952) fait l'hypothèse que les syndicats sont plus enclins à déclencher une grève lorsque leur pouvoir de négociation est élevé car disposant ainsi de chances accrues de remporter la grève sur des termes favorables. Lors de périodes d'expansion économique, évaluées notamment à travers un faible taux de chômage, le pouvoir de négociation du syndicat augmente, menant à des demandes de salaires plus élevées et, par conséquent, une plus forte probabilité de grève. A l'inverse, durant les phases de ralentissement du cycle économique, la propension du syndicat à faire grève diminue compte tenu de l'affaiblissement de sa position de négociation vis-à-vis de l'employeur.

Principaux modèles économiques des grèves

Reder & Neumann (1980) et Kennan (1980) partent de la conception des grèves comme des accidents dans la négociation, proposée par Hicks (1932, 1966), pour développer l'hypothèse ou modèle de coûts conjoints – *joint-cost hypothesis*. Ces auteurs considèrent le coût total associé à la grève, pour l'employeur et les salariés conjointement, et arguent que la probabilité des grève et leur durée, si elles émergent, sont d'autant plus faibles que ce coût total est élevé. La plupart des modèles théoriques des grèves, développés par la suite dans la littérature économique, ont conservé cette hypothèse. Dans ce modèle de coûts conjoints, les grèves sont supposées remplir plu-

6. Rees (1952) utilise la méthode du *National Bureau of Economic Research (NBER)* pour analyser les cycles économiques (Harrison & Stewart, 1994: 527).

sieurs fonctions, incluant notamment la révélation d'information, l'établissement de réputations, l'évacuation de frustrations, la résolution de conflits internes à l'entreprise et le partage des rentes. Reder & Neumann (1980) prévoient que les parties de la négociation peuvent réduire la probabilité d'occurrence de grèves en développant des protocoles, destinés à cadrer les négociations futures et ainsi réduire la probabilité d'occurrence de grèves. La négociation et le développement de tels protocoles sont consommateurs de ressources. Par conséquent, lorsque la grève est peu coûteuse, il est peu rentable pour les parties d'investir dans le développement de tels protocoles, ce qui augmente la probabilité de grèves. En revanche, plus le coût conjoint des grèves est élevé, plus les parties engageront des ressources dans la définition de ces protocoles et plus la probabilité de grève sera faible. En accord avec les conclusions de Rees (1952), ces auteurs mettent ainsi en évidence une relation étroite entre l'activité de grève et le cycle économique. Plus spécifiquement, les auteurs considèrent que si l'amélioration des conditions sur le marché du produit augmente les coûts conjoints d'une grève et réduit ainsi la probabilité de grève, l'amélioration des conditions cycliques sur le marché du travail externe réduit les coûts d'opportunité d'un arrêt de travail et entraîne de ce fait une augmentation de l'incidence de grèves (Card, 1990a: 410).

Le cadre d'analyse proposé par Hicks (1932) constitue également la base du modèle 'politique' d'Ashenfelter & Johnson (1969), dans lequel non pas deux mais trois parties sont identifiées dans la négociation : l'employeur, les représentants syndicaux et les membres du syndicat. Ashenfelter & Johnson (1969) reprennent l'hypothèse de Ross (1948) de divergence des objectifs entre les représentants syndicaux et les membres du syndicat. Si l'objectif des membres du syndicat est d'obtenir un gain de salaire à la table des négociations, les principales considérations des représentants syndicaux sont d'une part, la survie et la croissance du syndicat comme institution et d'autre part, leur survie politique personnelle, *i.e.* leur réélection comme représentant syndical. Pour l'employeur, quant à lui, son objectif est de maximiser la valeur actuelle des profits. Les représentants syndicaux sont supposés être mieux informés que les membres du syndicat des revendications de salaires réalisables. En accord avec leurs objectifs, les représentants syndicaux préfèreront déclencher une grève ou utiliser d'autres tactiques 'agressives', plutôt que d'accepter une offre de salaire de l'employeur qui serait ju-

gée trop faible par les membres du syndicat et ainsi risquer leur survie politique et celle de leur syndicat. Ashenfelter & Johnson (1969) mettent ainsi en évidence que la grève est le résultat d'espérances divergentes quant aux augmentations de salaires. Les espérances des salariés sont supposées converger vers le montant que l'employeur est disposé à payer à mesure que la grève dure dans le temps, tel un mécanisme de correction des erreurs.

Le manque d'information des membres du syndicat, prévu par Ashenfelter & Johnson (1969), est à la base des modèles d'information asymétrique unilatérale, où la grève est conçue comme un outil de négociation efficace *ex ante*. Ces modèles de théorie des jeux, aux fondements microéconomiques, ont émergé dans la littérature à partir du milieu des années 1980 avec les travaux notamment de Hayes (1984), Cramton (1984) et Kennan (1986) [7]. Les principaux modèles d'information asymétrique conservent l'hypothèse de coûts conjoints de Reder & Neumann (1980) et Kennan (1980). Dans cette catégorie de modèles, les grèves peuvent être considérées comme optimales *ex ante* au sens de Pareto lorsque la négociation se déroule dans un contexte d'asymétrie d'information. La négociation porte essentiellement sur le partage, entre l'entreprise et les salariés, de la rente, en considérant que l'information sur la taille réelle de celle-ci est inégalement distribuée entre les parties de la négociation – ici l'employeur et le syndicat – : seul l'employeur dispose d'une information parfaite sur la taille de l'excédent à partager. Le syndicat ne dispose pas d'une information parfaite sur l'état du marché du produit dans lequel évolue l'entreprise et, par conséquent, sur le niveau de rentabilité de l'entreprise. Dans ce cadre, l'employeur est incité à déclarer un faible niveau de rentabilité de l'entreprise afin de justifier une faible augmentation des salaires. Dans ce contexte d'information asymétrique unilatérale, la grève est utilisée par le syndicat pour obtenir de l'information sur l'authenticité des déclarations de l'employeur quant au niveau de rentabilité de l'entreprise. A la différence du modèle d'Ashenfelter & Johnson (1969), cependant, l'information sur la rentabilité de l'entreprise ne peut être révélée autrement qu'à travers la grève. Plus le niveau de rentabilité de l'entreprise escompté par le syndicat est élevé, plus le niveau initial de salaires revendiqué par ce

7. Dans la littérature, des modèles théoriques des grèves en information privée ont également été développés ultérieurement, par exemple, par Tracy (1987); McConnell (1989); Card (1990b); Booth & Cressy (1990)

dernier sera élevé et plus la grève est susceptible de durer dans le temps. Le syndicat ajuste continuellement son espérance quant à la capacité à payer de l'employeur et par conséquent ses demandes de salaires, ces dernières étant ainsi supposées diminuer graduellement à mesure que la grève dure dans le temps. Le refus de l'employeur est considéré comme un signal sur le niveau de rentabilité de l'entreprise. En présence d'un niveau de rentabilité élevé, l'employeur sera incité à concéder plus rapidement aux revendications de salaires du syndicat et à conclure un accord à un niveau élevé de salaires, en raison du coût du manque à gagner associé à la grève. A l'inverse, si l'employeur dispose réellement d'une faible capacité à payer, celui-ci sera incité à endurer une grève plus longue, afin de convaincre le syndicat de la crédibilité de ses déclarations.

Ces modèles théoriques de négociation en information privée ont prévalu dans la littérature récente consacrée à l'analyse du comportement de grève et caractérisent ainsi la 'littérature dominante des grèves' (Addison & Teixeira, 2009: 264). Ces modèles économiques des grèves ont suscité un nombre important de développements théoriques et de travaux empiriques récents (voir *surveys* de Kennan & Wilson, 1993; Cramton & Tracy, 2003; Ausubel *et al.*, 2002), et constituent le cadre d'analyse adopté par les quelques travaux économiques consacrés à l'activité de grève, en France (*e.g.* Tournadre & Villeval, 2002, 2004; Besancenot & Vranceanu, 1999).

Cependant, comme le soulignent Cramton & Tracy (2003: 86), 'les conflits du travail sont susceptibles de provenir d'un grand nombre de causes (. . .) aucun modèle ne peut capter de façon adéquate l'ensemble de ces forces'. Les modèles économiques des grèves ont recours à des hypothèses simplificatrices leur permettant d'identifier des facteurs communs aux grèves, dans des contextes de négociation collective et de relations professionnelles très diverses. Une de ces hypothèses est notamment l'existence d'un contrôle total des syndicats sur l'offre de travail (Card, 1990a: 411) et, par conséquent, une parfaite participation de la main d'oeuvre dans l'activité de grève (Varoufakis, 1989: 76). Ces modèles théoriques tendent ainsi à ignorer le comportement de resquilleur des salariés dans l'action collective, qui peut affecter l'occurrence des grèves et leur durée. En outre, une des critiques adressées aux modèles économiques des grèves est qu'en se focalisant sur le bien-être économique des parties, ces derniers

tendent à ignorer d'autres facteurs comportementaux, pourtant déterminants dans le déclenchement de grèves (*e.g.* Godard, 1992).

Disposition des salariés à la grève et facteurs comportementaux

La capacité d'un syndicat à mener une grève et le succès de celle-ci (Brown & Sessions, 2000) dépendent sensiblement de la disposition des salariés à supporter et à s'engager dans la grève. Cette décision individuelle des salariés n'a été analysée que dans un nombre relativement restreint de travaux, dans la littérature. L'analyse de la disposition des salariés à s'engager dans des grèves est notamment considérée, dans la littérature existante, dans le cadre de travaux consacrés au franchissement des piquets de grèves (*e.g.* Gramm & Schnell, 1994; LeRoy, 1992; Klaas & McClendon, 1995), au comportement des salariés dans le vote préalable autorisant la grève (*e.g.* Ng, 1991; McClendon & Klaas, 1993) ou encore la disposition des salariés à participer à une grève 'hypothétique' (Martin, 1986). Pour la plupart, ces travaux s'insèrent dans la littérature plus étendue consacrée au 'militantisme', un concept dont la mise en oeuvre n'est pas sans ambiguïté. En substance, le terme de 'militantisme' tend à qualifier la participation ou l'intention avérée des salariés à participer à une action collective, telle que la grève (Schutt, 1982). Ainsi, la plupart des travaux dans ce domaine tendent à considérer l'engagement des salariés dans des grèves comme une forme de militantisme[8] (Brown & Sessions, 2000: 1768). Ces travaux ont permis d'identifier une série de facteurs influençant la disposition des salariés à supporter une grève, dépassant les seules considérations économiques des agents dans la négociation collective. Ces facteurs incluent notamment la perception du coût des grèves et la satisfaction au travail des salariés, mais également des facteurs démographiques, l'attitude des salariés à l'égard du syndicat et le soutien social (Brown & Sessions, 2000: 1768). L'arbitrage des salariés entre les coûts et les bénéfices perçus de la grève est identifié comme un facteur particulièrement important de leur décision d'engagement dans la grève (*e.g.* Martin, 1986; Ng, 1991; McClendon & Klaas, 1993), bien qu'il apparaisse être moins marqué, pour des raisons d'ordre technique principalement (Klaas & McClendon, 1995: 334),

8. Quelques travaux ont néanmoins analysé la participation des salariés à la grève en dehors du concept de militantisme. Snarr (1975), par exemple, conçoit l'engagement dans l'activité de grève comme une forme individuelle de participation syndicale.

dans les travaux consacrés au franchissement des piquets de grève (Gramm & Schnell, 1994; LeRoy, 1992). Ainsi, des conditions cycliques défavorables sur le marché du travail – *e.g.* un taux de chômage élevé – sont susceptibles d'affecter négativement la capacité du syndicat à retenir les services de travail de la main d'oeuvre, en dehors des considérations des coûts conjoints de la grève (Card, 1990a: 411). La satisfaction au travail des salariés, particulièrement explorée dans ces travaux, joue un rôle également central dans la décision individuelle de participation à la grève (*e.g.* Martin, 1986; McClendon & Klaas, 1993; Ng, 1991; Schutt, 1982). Des salariés mécontents sont ainsi présentés comme plus disposés à s'engager dans une grève. Les sources de mécontentement identifiées ici dépassent la seule considération du niveau des salaires et concernent davantage les inégalités de salaires perçues (Martin, 1986), les opportunités de promotion et plus généralement les conditions de travail (Deery & Walsh, 1999: 254).

Le degré de mécontentement des salariés est également considéré comme central dans les modèles dits 'comportementaux' des grèves (*e.g.* Godard, 1992, 2005), ayant émergé en marge des modèles économiques des grèves, dans la littérature. Ces modèles visent à tenir compte du contexte général de la négociation collective dans lequel interviennent les grèves, en considérant des facteurs sociaux au-delà des seuls facteurs économiques traditionnels (Wolcott, 2008: 468). L'émergence de grèves suppose l'existence d'un mécontentement appréciable des salariés sur le lieu de travail. Pour Godard (1992, 2005), le mécontentement des salariés dépasse la seule considération de leur bien-être économique dans la négociation et relève en grande partie de leurs perceptions d'équité, ou à l'inverse d'injustice, quant aux actions de l'employeur. Ces modèles comportementaux des grèves sont, dans cette perspective, en accord avec les modèles économiques d'équité (*e.g.* Rabin, 1993; Fehr & Gächter, 2000), où les perceptions d'injustice ou d'iniquité des salariés conduisent à une plus faible coopération et à une plus forte propension de ces derniers à s'engager dans une grève ou à commettre des actes de sabotage (Krueger & Mas, 2004: 253-254). Godard (2005: 340-341) considère les grèves comme 'des mécanismes d'expression collective – *collective voice* –, servant comme un moyen par lequel les salariés peuvent exprimer collectivement leur mécontentement et leur méfiance'. Dans ces termes, Godard (1992, 2005) s'ins-

crit dans le prolongement des travaux de l'école d'Harvard, menés initialement dans l'analyse du syndicalisme (*e.g.* Freeman & Medoff, 1979, 1984). Freeman (1976: 162) soulignait en outre que 'les grèves, qui impliquent une défection – ou *exit* – collective temporaire, sont (. . .) un outil d'expression puisqu'elles impliquent l'expression de demandes par des organisations de représentation syndicales ou assimilées'. Si la grève requiert l'existence d'un mécontentement appréciable des salariés, son émergence est supposée être également fortement conditionnée par la présence d'un niveau élevé de solidarité entre les salariés. La solidarité sur le lieu de travail affecterait ainsi la propension de la main d'oeuvre à faire grève ainsi que la durée des grèves (Campolieti *et al.*, 2005: 613) [9]. Ainsi, pour Godard (1992: 163), 'en l'absence d'un mécontentement appréciable et d'une forte solidarité, il y a peu de raisons pour les travailleurs d'exercer leur expression collective et peu de mandat ou d'engagement pour l'action de grève' [10]. Si les différentiels de salaires au sein de la main d'oeuvre sont présentés comme une source de mécontentement des salariés pouvant conduire à des grèves, plusieurs auteurs arguent pour un effet négatif de la dispersion des salaires sur la solidarité ou cohésion entre les salariés (*e.g.* Levine, 1991; Cowherd & Levine, 1992; Lazear, 1989). Ces effets indirects contradictoires conduisent à s'interroger sur la nature de l'effet net de la dispersion salariale intra-firme sur l'occurrence et la durée des grèves (voir Chapitre 3).

Des formes de conflit du travail alternatives à la grève

Dans cette conception des grèves, le mécontentement des salariés est reconnu pouvoir s'exprimer ou se manifester de nombreuses façons sur le lieu de travail ; la défection des salariés – ou *exit* – est notamment considérée comme une alternative rationnelle à la grève, au niveau individuel [11]. La grève représente, cependant, le principal moyen pour les salariés d'exprimer collectivement leur mécontentement ou d'exprimer un mécontentement collectif. Le seul intérêt pour l'activité de grève constitue l'une des prin-

9. Ce rôle de la solidarité ou de la cohésion entre les salariés dans l'émergence et la durée des grèves fait l'objet d'un examen plus approfondi dans le Chapitre 3 de cette thèse

10. Traduction de : 'In the absence of appreciable discontent and strong solidarity, there is little reason for workers to exercise collective voice and little mandate for or commitment to strike action' (Godard, 1992: 163).

11. Dans les prémisses de l'analyse des conflits du travail, Yoder (1940) présentait déjà la rotation du personnel comme une alternative possible à la grève.

cipales critiques adressées aux modèles théoriques dominants dans l'analyse des conflits du travail. Plusieurs auteurs soulignent, en effet, que 'les grèves ne sont pas synonymes de conflit du travail' (Sapsford & Turnbull, 1994: 249). Au Royaume-Uni, certains auteurs ont pu conclure, à tort, à une amélioration des relations professionnelles dans les établissements en se focalisant sur ce seul critère des grèves (Drinkwater & Ingram, 2005: 373). L'absence de grèves ne signifie pas nécessairement que les relations professionnelles sont bonnes dans les établissements. En effet, 'plusieurs conflits internes n'aboutissent pas à une grève qui serait enregistrée par des observateurs extérieurs. Les travailleurs peuvent utiliser diverses formes de résistance et de ralentissement afin d'obtenir des améliorations de conditions de travail et de salaire' (Gary-Bobo & Jaaidane, 2011: 2). La reconnaissance et l'analyse de ces formes de conflit alternatives à la grève ont focalisé l'attention des chercheurs en relations industrielles (ou *industrial relations*) ces dernières années. Ces travaux consacrés au 'conflit industriel', plus largement, ont permis d'identifier et de caractériser ses différentes formes.

Si les formes collectives de conflit – incluant les grèves et d'autres formes sans arrêt de travail[12] – ont en commun d'être des formes 'ouvertes' (ou manifestes) de conflit, les formes individuelles de conflit sont plus hétérogènes et intègrent tant des formes 'ouvertes' que des formes 'couvertes' (ou dissimulées) de conflit (*e.g.* Hebdon & Stern, 1998). Par forme 'ouverte' de conflit, au niveau individuel, on entend généralement l'expression d'une réclamation ou d'un grief des salariés dans le cadre des dispositifs institutionnels destinés au règlement des litiges portant sur l'application des accords collectifs et du contrat de travail. Elle s'est ainsi caractérisée pendant longtemps, dans la littérature anglo-saxonne, par le dépôt de griefs, ou *grievances*, et plus récemment par le dépôt de plaintes auprès des *Employment Tribunals*[13] et le recours à l'*Advisory, Conciliation, and Arbitration Service* (ACAS), au Royaume-Uni plus spécifiquement (*e.g.* Drinkwater & Ingram, 2005). Au niveau individuel, les formes 'ouvertes' de conflit intègrent également les expressions d'insatisfaction de la part de l'employeur, à travers notamment l'action disciplinaire (Antcliff & Saundry, 2009), bien que celles-ci aient souvent été délaissées dans la littérature. Par forme 'couverte' de conflit, à l'inverse,

12. Les formes collectives de conflit sans arrêt de travail incluent, en France notamment, la manifestation, la pétition, la grève perlée, la grève du zèle ou encore le refus d'heures supplémentaires.
13. Instances équivalentes aux tribunaux des prud'hommes, en France.

les auteurs font référence à l'ensemble des options dites d'*exit* empruntées par les salariés lors d'une insatisfaction vis-à-vis de la relation d'emploi. Ces options d'*exit* indiquent un mécontentement des salariés mais n'apportent pas d'information sur la ou les sources de mécontentement, à la différence des formes 'ouvertes' de conflit également assimilées à des formes de *voice* des salariés. Dans ce champ, les moyens d'expression apparaissent aussi 'illimités que l'ingéniosité de l'homme' (Kerr, 1964: 70). Plusieurs auteurs distinguent ainsi l'option d'*exit* permanent, *i.e.* la démission, de l'option d'*exit* temporaire, qui inclue notamment l'absentéisme, le sabotage, l'indiscipline ou la négligence (*e.g.* Dix *et al.*, 2009; Hebdon & Stern, 1998). Cette typologie des formes de conflit du travail est représentée dans la Figure 1 et davantage discutée dans le Chapitre 1 de cette thèse.

Figure 1: Typologie des formes de conflit du travail

	Formes de conflit :	**collectives**	**individuelles**
Salariés	**ouvertes***	*Voice*** collectif : - avec arrêt de travail (grève, débrayage) - sans arrêt de travail (manifestation, pétition. . .)	*Voice*** individuel - *grievances* (EU, UK) - *Employment Tribunal claims* (UK) - recours aux prud'hommes (France)
Salariés	**couvertes***		Formes d'*exit*** : - permanent (démissions) - temporaire (absentéisme, indiscipline, sabotage . . .)
Employeurs	**ouvertes***	- *Lockout*	- Action disciplinaire

Notes : * Les termes 'ouvertes' et 'couvertes' font référence aux termes anglais *overt* et *covert* (*e.g.* Hebdon & Stern, 1998).
** Cette distinction entre les formes de *voice* et d'*exit* est retenue par quelques auteurs dans la littérature (*e.g.* Dix *et al.*, 2009)

L'intérêt des chercheurs en relations industrielles s'est déplacé vers ces formes individuelles de conflit en partie suite au déclin, dans la plupart des pays développés, des formes collectives de conflit, au premier rang desquelles la grève ou l'arrêt collectif du travail (Charlwood & Pollert, 2012). Un certain nombre d'auteurs font pourtant l'hy-

pothèse que ces formes individuelles de conflit sont des formes complémentaires à la grève dans les entreprises, la grève étant ainsi assimilée à la partie visible de l'*iceberg*. Dans la formalisation de cette hypothèse, sous le nom de *iceberg hypothesis*, Sapsford & Turnbull (1994: 250) décrivent ainsi le conflit industriel comme 'un *iceberg*, dont la pointe (l'activité de grève) dissimule une masse de glace plus grande non-visible sous l'eau' [14]. Une augmentation de l'activité de grève signalerait ainsi une augmentation correspondante du niveau général du conflit industriel, qui se manifesterait à travers l'augmentation d'expressions individuelles de conflit – l'absentéisme dans le cas Sapsford & Turnbull (1994). Sous cette hypothèse, le seul intérêt pour l'activité de grève parmi les formes de conflit du travail serait justifiée, en tant qu'indicateur pertinent de la qualité des relations professionnelles (voir, *e.g.*, Bemmels, 1987; Kleiner *et al.*, 2002). C'est sur cette hypothèse que se fondent les effets indirects de l'activité de grève sur la productivité, tels que soulignés dans les quelques travaux portant sur cette question dans la littérature (*e.g.* Flaherty, 1987). Outre des effets directs négatifs de court terme, les grèves influenceraient négativement la productivité des salariés à plus long terme, en signalant la présence d'expressions individuelles de mécontentement et un niveau de coopération plus faible correspondant dans l'entreprise. La nature de ces effets indirects de l'activité de grève sur la productivité du travail est discutée de façon plus approfondie dans le Chapitre 2 de cette thèse.

Cette hypothèse de complémentarité entre les grèves et les formes individuelles de conflit est cependant remise en cause dans la plupart des travaux empiriques ayant considéré simultanément ces deux formes de conflit dans les entreprises (Knowles, 1952; Handy, 1968; Turner *et al.*, 1967; Ozaki, 1988; Sapsford & Turnbull, 1994; Hebdon & Stern, 1998). Ces auteurs considèrent notamment ces formes individuelles de conflit comme des expressions de mécontentement alternatives à la grève, lorsque celle-ci est indisponible ou peu attrayante. Dans des contextes de restriction ou d'interdiction de l'activité de grève, les auteurs démontrent que le conflit industriel se détourne vers des formes plus individuelles, telles que l'absentéisme (Knowles, 1952; Handy, 1968), l'indiscipline (Ozaki, 1988) et le dépôt de griefs (Hebdon & Stern, 1998). Sapsford

14. Traduction de : 'This view sees the industrial conflict as an iceberg, the tip of which (strike activity) conceals a mass of further ice (conflict) hidden of sight beneath the water' (Sapsford & Turnbull, 1994: 250).

& Turnbull (1994) montrent, quant à eux, que l'absentéisme est une expression de conflit alternative à la grève pour les salariés, qui arbitrent entre ces deux formes de conflit en fonction des coûts et bénéfices qui leur sont associés. Cette hypothèse inverse, que Sapsford & Turnbull (1994) qualifient de *balloon hypothesis*[15], implique qu'une diminution de l'activité de grève serait associée à une augmentation correspondante d'expressions individuelles de conflit, dans le cas notamment de conditions cycliques défavorables (Rees, 1952). Cette hypothèse de substitution est encore aujourd'hui débattue, au Royaume-Uni notamment, au regard de l'augmentation des formes individuelles de conflit concomitante au déclin des grèves et autres formes collectives de conflit, au cours des dernières décennies (voir Dix *et al.*, 2009: 187-188). Nous discutons plus longuement de ces différents travaux dans le Chapitre 1 de cette thèse. Pour Drinkwater & Ingram (2005: 379), l'expression individuelle de conflit aurait progressé dans les établissements en réaction au déclin des grèves et de leur aspect 'cathartique' ou thérapeutique, considérant que l'organisation plus difficile et plus rare de grèves dans les entreprises aurait suscité une augmentation de l'ampleur du conflit industriel. Cette conclusion diffère sensiblement de l'hypothèse de substitution présentée ci-dessus, où l'ampleur du conflit industriel est supposée être constante, et suggère ainsi un effet positif indirect des grèves dans les entreprises, en tant que 'mécanismes d'expression collective' (Godard, 1992, 2005). Ces arguments contradictoires dans la littérature récente conduisent à s'interroger sur la nature de l'effet des grèves sur la productivité, à moyen et long terme (voir Chapitre 2).

Ces développements théoriques récents laissent ainsi en suspens des questions de recherche que nous proposons de traiter empiriquement dans le contexte des établissements et entreprises en France. Si les spécificités des relations professionnelles et le manque de données microéconomiques en France ont pu freiné la conduite d'études quantitatives sur les conflits du travail, il nous paraît important de rappeler le contexte des conflits du travail en France, avant de présenter les données micro-économiques récentes sur lesquelles nos travaux de recherche s'appuient.

15. Le nom de *balloon hypothesis* est utilisé par Sapsford & Turnbull (1994: 250) par 'analogie à un ballon qui, lorsqu'il est pressé à un endroit se dilate vers l'extérieur à un autre endroit'

Le contexte des relations professionnelles en France

Tant dans la littérature que dans la croyance populaire, la France a généralement toujours été associée à un niveau élevé de conflits sociaux (Bouquin, 2007: 243). La France est souvent décrite par sa 'culture du conflit et de l'opposition', en contradiction avec la 'culture du dialogue social', telle qu'établie dans la plupart de ses pays voisins (*e.g.* Allemagne). L'action répandue de protestation collective, telle qu'elle est perçue en France, interpelle les observateurs extérieurs compte tenu du très faible niveau de syndicalisation des salariés français (*e.g.* Bouquin, 2007). Le syndicalisme français s'avère être, en effet, un phénomène minoritaire dans les entreprises. Actuellement, le taux de syndicalisation des salariés français est l'un des plus faibles de l'ensemble des pays de l'OCDE, se situant en dessous de 8% depuis 2000 [16]. Ce n'est qu'à la suite d'évènements majeurs au cours du XXème siècle que le taux de syndicalisation a enregistré des niveaux records : la grève générale de 1936, la Seconde Guerre mondiale (1944-1952) et la grève générale de Mai-Juin 1968, où il a culminé autour de 35-40%.

Plusieurs facteurs permettent d'expliquer cette faible syndicalisation des salariés en France, et notamment une tradition typiquement française des syndicats à recruter en priorité des salariés activistes conjointement à la faible incitation des salariés français à adhérer à un syndicat. Si les salariés français sont peu incités à se syndiquer, c'est en partie dû au fait que les accords collectifs négociés en France sont de nature non-discriminatoire. Les termes et conditions négociés entre les syndicats et l'employeur s'appliquent, en France, à l'ensemble des salariés, qu'ils soient syndiqués ou non. En outre, les négociations collectives ont, pendant longtemps, eu lieu principalement au niveau des branches. Ce n'est que récemment qu'une décentralisation des négociations au niveau des entreprises a été insufflée, dans le cadre de réformes des relations professionnelles et notamment l'application de la loi du 4 Mai 2004 [17]. La France se caractérise, de plus, par une politique répandue d'extension des accords collectifs par le gouvernement, qui peut ainsi étendre un accord à l'ensemble d'un secteur ou d'autres zones économique et géographique. A l'origine, cette politique d'extension des accords collectifs avait pour but de niveler les avantages accordés aux salariés et

16. En 2008, le taux de syndicalisation en France était évalué à 7.6% (OCDE).
17. Loi n° 2004 – 391 du 4 Mai 2004 relative à la formation professionnelle tout au long de la vie et au dialogue social.

les conditions de la concurrence, et ainsi d'améliorer les conditions de travail de l'ensemble des salariés. Si ces dispositions incitent au comportement de resquilleur des salariés dans le paiement des droits syndicaux, elles expliquent, à l'inverse, que le taux de couverture conventionnelle [18] soit particulièrement élevé en France. En effet, si le taux de syndicalisation français figure parmi les plus bas des pays de l'OCDE, le taux de couverture conventionnelle des salariés français est l'un des plus élevés au sein de ces pays et établi autour de 95% en 2007 (OCDE, 2007). Cet écart important entre le taux de syndicalisation et le taux de couverture conventionnelle des salariés caractérise ce que les auteurs appellent le 'paradoxe du syndicalisme français' (*e.g.* Wolff, 2008).

En France, les délégués syndicaux sont désignés par les syndicats et sont théoriquement les seuls représentants de salariés habilités à négocier avec l'employeur, dans l'entreprise. Dès la fin de la Seconde Guerre Mondiale et jusqu'en 2008, cinq confédérations syndicales [19] ont disposé d'une présomption dite 'irréfragable' de représentativité, qui leur donnait le droit de désigner tout salarié (consentant) comme délégué syndical, dans les entreprises de plus de 50 salariés. Tout salarié désigné par l'un de ces cinq syndicats disposait automatiquement d'un droit de négociation avec l'employeur, quel que soit le niveau réel de représentativité du syndicat dans l'entreprise. Pour les autres syndicats, non pourvus d'une telle présomption de représentativité, ceux-ci étaient tenus de prouver devant la loi leur représentativité dans l'entreprise pour disposer de droits comparables. Ce mode de reconnaissance syndicale pour la négociation collective contrastait fortement avec celui en place dans les principaux pays anglo-saxons étudiés dans la littérature. Aux Etats-Unis, notamment, un syndicat est certifié comme agent de négociation exclusif dans une unité de négociation uniquement lorsqu'il obtient la majorité des suffrages exprimés lors d'élections de certification à bulletins secrets organisées par le National Labor Relations Board [20]. En Grande-Bretagne, une procédure légale, mise en place par le gouvernement travailliste en 1997 et contrôlée par le Central Arbitration Committee (CAC), impose la reconnaissance d'un syndicat et la mise

18. Egalement appelé taux de couverture par des accords collectifs.

19. La Confédération Générale du Travail (CGT), Force Ouvrière (FO), la Confédération Française des Travailleurs Chrétiens (CFTC), la Confédération Française Démocratique du Travail (CFDT) et la Confédération Française de l'Encadrement - Confédération Générale des Cadres (CFE-CGC).

20. Le National Labor Relations Board (NLRB) est une agence fédérale, créée par le Congrès américain et chargée d'administrer le National Labor Relations Act : détermination des unités de négociation, conduite des élections de certification syndicale...

en oeuvre d'un processus de négociation dès lors que celui-ci obtient la majorité des suffrages lors d'un vote à bulletins secrets, soit au moins 40% des salariés de l'unité de négociation. En France, ce mode de désignation des délégués syndicaux n'a été que récemment modifié dans le cadre de la loi du 20 Août 2008 [21]. Les délégués syndicaux doivent désormais rassembler au moins 10% des suffrages exprimés au premier tour des élections professionnelles pour pouvoir être reconnus comme tels et être habilités à négocier avec l'employeur.

En France, les délégués syndicaux ne sont pas les seuls représentants des salariés dans l'entreprise, comprenant également des représentants élus : délégués du personnel, membres du comité d'entreprise (CE), membres du comité d'hygiène, de sécurité et des conditions de travail (CHSCT). Les délégués syndicaux sont cependant les seuls représentants de salariés, sur le papier, à disposer d'un droit de négociation avec l'employeur, les représentants élus disposant essentiellement d'un droit d'information et de consultation dans l'entreprise. Dans les faits, cependant, les fonctions de délégué du personnel et de délégué syndical sont souvent assurées par les mêmes personnes dans l'entreprise. En effet, jusqu'en 2008, seuls les syndicats représentatifs dans l'entreprise – *i.e.* ceux disposant de la présomption irréfragable de représentativité ou ceux ayant prouvé leur représentativité – pouvaient présenter des listes au premier tour des élections professionnelles, organisées tous les deux ou quatre ans pour l'attribution des postes de délégués du personnel et de membres du CE. Ce n'est qu'au second tour de ces élections que les syndicats dits 'non-représentatifs' et autres candidats non-syndiqués pouvaient se présenter afin de prétendre aux postes non pourvus lors du premier tour. Avec la loi du 20 Août 2008, les candidatures recevables pour le premier tour des élections professionnelles ont été étendues à l'ensemble des syndicats légalement constitués. Dans les établissements de moins de 50 salariés, en outre, les syndicats représentatifs dans l'établissement peuvent désigner un délégué du personnel comme délégué syndical, pour la durée de son mandat. Cet enchevêtrement des fonctions de représentation des salariés s'observe également entre les instances élues. Notamment, dans les entreprises de moins de 200 salariés, l'employeur peut décider la mise en place d'une délégation unique pour le CE et les délégués du personnel. Le

21. Loi n° 2008 – 789 du 20 Août 2008 portant rénovation de la démocratie sociale et réforme du temps de travail

délégué du personnel est ainsi amené, dans cette configuration, à assurer les fonctions de membre du CE.

Au-delà de la présence syndicale en entreprise, l'Etat français a largement favorisé la négociation collective dans les entreprises pourvues de délégués syndicaux, à travers notamment la mise en place d'une négociation annuelle obligatoire sur les salaires effectifs, la durée effective et l'aménagement du temps de travail, dans le cadre des lois Auroux (1982)[22]. Les thèmes de négociation obligatoires se sont, en outre, élargis au fil du temps à la prévoyance santé (2000), l'égalité professionnelle et l'épargne salariale (2001), l'insertion professionnelle et le maintien dans l'emploi des travailleurs handicapés (2005), et l'égalité salariale entre hommes et femmes (2006). Des négociations triennales obligatoires ont également été instituées, en 2005, dans les entreprises de plus de 300 salariés, portant sur les modalités d'information et de consultation du comité d'entreprise, la stratégie de l'entreprise et ses effets prévisibles sur l'emploi et les salaires, la mise en place d'un dispositif de gestion prévisionnelle des emplois et des compétences (GPEC) et les mesures d'accompagnement qui lui sont associées, et le maintien dans l'emploi des salariés âgés. Ces obligations légales portent cependant uniquement sur l'ouverture de négociations et non sur l'aboutissement à des accords.

Outre l'obligation de négociation en présence de délégués syndicaux, les dispositions légales en France ont été particulièrement favorables à la conclusion d'accords collectifs, en imposant peu de conditions à la validité de ces accords. Jusqu'à la loi du 4 Mai 2004, un accord collectif d'entreprise était considéré comme valide s'il était signé par un représentant de la direction et au moins un syndicat représentatif, disposant de la présomption irréfragable de représentativité ou ayant prouvé sa représentativité devant la loi. La loi du 4 Mai 2004 est venue conditionner la validité des accords collectifs à la signature d'un syndicat majoritaire aux élections professionnelles et à l'absence d'opposition d'un syndicat majoritaire dans l'entreprise. Les conditions de validité des accords collectifs ont été à nouveau durcies avec la loi du 20 Août 2008, qui impose désormais la signature d'un ou plusieurs syndicats ayant recueilli ensemble au moins 30% des suffrages exprimés lors des élections professionnelles. Les cinq principales confédérations syndicales disposent encore cependant d'une présomption simple de

22. Loi n°82 – 957 du 13 novembre 1982 relative à la négociation collective et au règlement des conflits collectifs du travail, notamment.

représentativité aux niveaux national et interprofessionnel, et ce jusqu'à la première consolidation des comptes nationaux, prévue au plus tard en Août 2013.

En dépit de dispositions légales en faveur de l'implantation syndicale dans les entreprises et de la négociation collective, la France conserve une faible tradition de négociation collective en entreprise (Bouquin, 2007). En moyenne sur la période 2005-2008, seules 15% des entreprises de 10 salariés et plus ont engagé, chaque année, au moins une négociation collective avec des salariés. Pour les seules entreprises pourvues de délégués syndicaux, cependant, la part des entreprises ayant engagé au moins une négociation collective s'avère être beaucoup plus élevée et croissante sur la période récente : de 74.9% en 2005 à 82.8% en 2009. La part des entreprises concernées par des négociations collectives croît également fortement avec la taille de l'entreprise. Si la part des entreprises de 10 à 49 salariés concernées par au moins une négociation collective dans l'année oscille autour de 8% au cours de la période 2005-2008, ce pourcentage tourne plutôt autour de 50% dans les entreprises de 50 salariés et plus, voire plus de 80% dans les entreprises de 200 salariés et plus. Les négociations collectives apparaissent ainsi se dérouler en grande partie sous l'influence des obligations légales à la fois en termes de reconnaissance syndicale et de négociation collective. Pour les entreprises n'ayant pas négocié au niveau central de l'entreprise en 2009, 48% précisaient qu'elles appliquaient directement une convention collective de branche, 30% qu'elles n'en sentaient pas l'utilité compte tenu de leur taille et 14% qu'il n'y avait pas d'interlocuteur du côté des salariés (Bobbio, 2011). Le déroulement de négociations collectives n'est pas nécessairement associé à la conclusion d'un accord collectif entre les parties de la négociation. Toutefois, sur la période 2005-2009, environ 80% des entreprises ayant engagé des négociations collectives ont signé un accord durant l'année de la négociation.

Les données des enquêtes ACEMO [23], permettant de disposer de telles informations sur la négociation collective en entreprise, révèlent en outre que c'est principalement dans ces entreprises ayant engagé des négociations collectives qu'ont lieu les grèves ou arrêts collectifs du travail. En effet, en 2009, près de 80% des entreprises ayant enregistré une ou plusieurs grèves avaient engagé au moins une négociation collective

23. Enquêtes Activités et Conditions d'Emploi de la Main d'Oeuvre (ACEMO), réalisées par la Direction de l'Animation de la Recherche et des Etudes Statistiques (DARES, Ministère du Travail).

dans l'année. A l'inverse, c'est dans les branches professionnelles enregistrant la plus faible activité de négociation que les entreprises connaissent le moins de grèves (Bobbio, 2011). La probabilité d'occurrence de grèves semble d'ailleurs augmenter avec l'intensité de la négociation collective. Si les grèves sont quasiment inexistantes dans les entreprises n'ayant signé aucun accord, elles sont signalées dans 29% des entreprises qui ont négocié et signé des accords sur au moins cinq thèmes différents en 2007 (Carlier & Naboulet, 2009). En outre, l'incidence de grèves ne semble pas entraver la conclusion d'accords. Le taux d'aboutissement des négociations à des accords collectifs dans les entreprises grévistes, autour de 80%, est comparable à celui de l'ensemble des entreprises ayant engagé des négociations (Bobbio, 2011).

Si les données d'enquêtes permettent désormais d'évaluer plus précisément les conflits du travail dans les établissements et entreprises, la France a pendant longtemps été à la traîne dans l'évaluation des grèves et autres formes de conflit du travail, auxquelles nous accordons un intérêt majeur dans nos travaux de recherche.

Les conflits du travail en France : mesures et tendances

Des données administratives aux données d'enquêtes

Le signalement des conflits en France n'est accompagné d'aucun acte administratif obligatoire. Pendant longtemps, en France, l'évaluation des conflits du travail s'est limitée au recensement des arrêts de travail par les sections de l'inspection du travail, pour les établissements situés dans leur champ de compétences. Le nombre (agrégé) de journées individuelles non-travaillées (JINT) a ainsi constitué la principale information statistique disponible sur les conflits collectifs du travail, jusqu'au début des années 1990. Ce système d'information sur les conflits du travail[24] distinguait deux procédures de recensement pour deux formes distinctes de conflit : les conflits 'localisés' et les conflits 'généralisés'. Ces deux formes de conflit se distinguent par la portée de leur mot d'ordre, qui est interne à l'établissement ou à l'entreprise dans le cas des conflits 'localisés' alors que commun à plusieurs établissements d'entreprises différentes ou à plusieurs entreprises dans le cas des conflits 'généralisés' – *e.g.* journée

24. Régi par la circulaire n°19 du 6 Décembre 1982

nationale d'action, grèves sectorielles ou pluri-sectorielles. Ce mode de suivi des conflits du travail valait pour l'ensemble des activités économiques, hors agriculture et fonction publique, incluant également les entreprises nationalisées du secteur concurrentiel et les établissements publics à caractère industriel et commercial – *e.g.* EDF-GDF, Banque de France, Air France, SNCF, RATP. L'évolution dans le temps de cet indicateur statistique a conduit certains auteurs à conclure au déclin des conflits collectifs du travail, en France. Le nombre de JINT apparaît, en effet, avoir quasi-continuellement diminué depuis le milieu des années 1970, passant de 3 500 000 à 193 000 entre 1975 et 2004 (voir Figure 2).

Figure 2: Nombre de journées individuelles non-travaillées (JINT) : 1975-2004

Nombre de JINT, en milliers

Transports inclus

Hors transports

Source : Dares.
Tous secteurs hors agriculture et fonction publique. Seuls conflits localisés, i.e. répondant à un mot d'ordre interne à l'entreprise.

A noter cependant qu'à partir de 1996, les statistiques nationales des grèves excluaient le secteur des transports, pour lequel le recensement des journées de grèves était réalisé par l'inspection générale du travail des transports. A la différence des autres secteurs, les statistiques reportées pour les transports ne distinguaient pas les conflits localisés des conflits généralisés, particulièrement répandus dans ce secteur. Jusqu'en 2004, les statistiques sur les journées de grèves ont ainsi été diffusées à part (voir Figure 3).

La mesure administrative du nombre de JINT, longtemps utilisée comme seul indi-

Figure 3: Nombre de journées individuelles non-travaillées (JINT) dans les transports : 1996-2004

Source : Inspection générale du travail des transports. Chiffres reportés dans Carlier & De Oliveira (2005).
En 1996 et 1997, hors RATP et Air France (non-communiqués) ; chiffres partiels pour la SNCF.

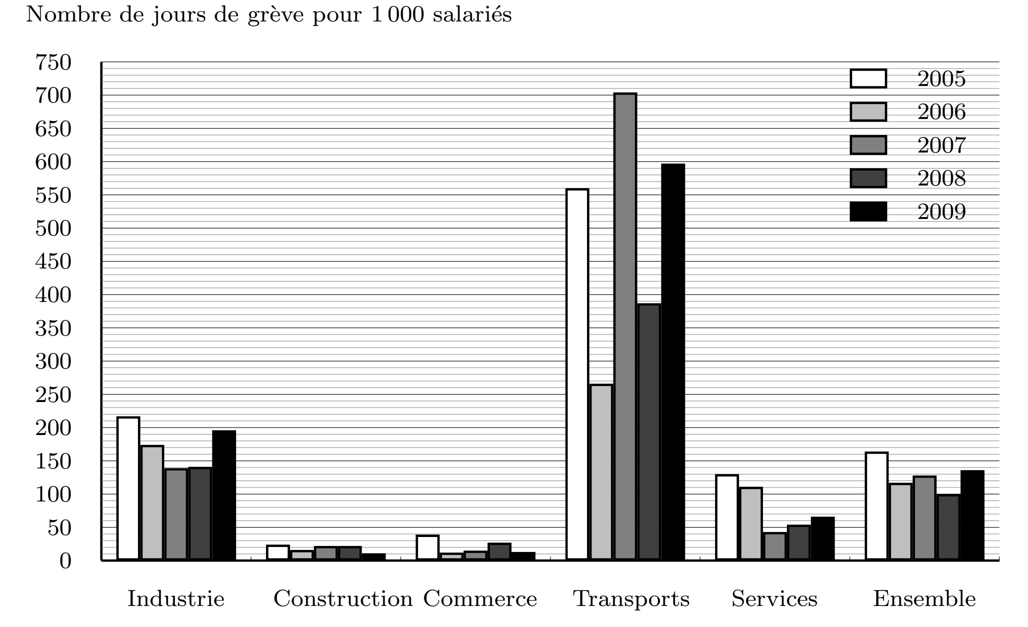
cateur des conflits du travail en France, s'est avérée avoir fortement sous-évalué l'ampleur réelle des arrêts collectifs du travail en France. Cette sous-évaluation a été mise en évidence à partir de comparaisons entre les données administratives et les données de l'enquête Relations Professionnelles et Négociations d'Entreprises (REPONSE) [25], une série d'enquêtes conduite par la Direction de l'Animation de la Recherche et des Etudes Statistiques (Dares, Ministère du Travail), à partir du début des années 1990. Il est notamment ressorti de ces comparaisons que pour environ 1 000 établissements ayant connu au moins un arrêt de travail dans l'édition 1990-1992 de l'enquête REPONSE, 84% d'entre eux n'avaient pas été comptabilisés dans le recensement administratif des conflits du travail. De plus, sur l'année 1992, le nombre de JINT estimé à partir de l'enquête REPONSE 1990-1992 était plus de deux fois supérieur à celui recensé dans les données administratives (voir Brochard, 2003). Outre les manquements opérés dans les petits établissements et dans des secteurs traditionnellement peu conflictuels – *e.g.* commerce, construction, services aux particuliers –, le recensement administratif s'est également avéré déficient dans la prise en compte des arrêts de travail de courte durée – *i.e.* les débrayages et les grèves de durée inférieure à deux jours.

A partir de 2005, l'enquête 'Négociation et représentation des salariés', conduite dans le cadre des enquêtes ACEMO (Dares), s'est substituée aux données administra-

25. Cette série d'enquêtes est présentée plus en détail ci-après.

tives dans la production des statistiques annuelles sur les grèves, en France. Conduite sur un échantillon représentatif des 200 000 entreprises de 10 salariés ou plus du secteur marchand non-agricole[26], l'enquête ACEMO présente l'avantage de couvrir un champ plus large d'entreprises que les données administratives, en incluant l'ensemble des entreprises du transport, de l'énergie et des télécommunications dont les entreprises du secteur public et les grandes entreprises nationales (*e.g.* EDF, Gaz de France, SNCF, RATP, France Telecom, La Poste). Cette enquête permet de recenser annuellement l'ensemble des arrêts collectifs du travail, quelle que soit leur durée (de quelques heures à plusieurs jours) et quel que soit leur mot d'ordre (interne ou externe à l'entreprise).

Figure 4: Nombre de jours de grève pour 1 000 salariés, selon le secteur : 2005-2009



Source : enquêtes Acemo 'Négociation et représentation des salariés', Dares
Champ : entreprises de 10 salariés ou plus, secteur marchand non-agricole

Au-delà du nombre total de journées de grèves enregistrées sur l'année (voir Figure 4), les données de cette enquête permettent une évaluation de la part des entreprises françaises concernées par des arrêts de travail, ce que ne permettaient pas les données administratives (voir Table 1). De fortes disparités sectorielles et en fonction de la taille de l'entreprise à l'égard des grèves ont ainsi pu être mises en évidence à partir de cette enquête. Les grandes entreprises et les secteurs de l'industrie et des transports concentrent la majeure partie des arrêts collectifs du travail, en France. A l'inverse, les

26. Cette enquête porte sur un échantillon de 10 300 entreprises, dont un quart est renouvelé chaque année pour les entreprises de moins de 500 salariés

entreprises de petite taille, les secteurs du commerce et de la construction, apparaissent être particulièrement en retrait de ces formes de conflit. En termes de jours de grèves (pour 1 000 salariés), le secteur des transports arrive largement en tête au cours de la période 2005-2009, suivi par le secteur de l'industrie (voir Figure 4).

Table 1: Arrêts de travail selon le secteur et la taille d'entreprise : 2005-2009

	Part des entreprises avec arrêt(s) de travail				
% d'entreprises	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**
Secteur					
Industrie	5.4	3.6	3.4	4.6	4.8
Construction	0.7	0.4	0.5	0.6	0.4
Commerce	0.8	0.6	0.4	0.7	0.8
Transports	6.7	3.6	2.2	3.2	4.0
Services (hors transports)	2.5	2.2	2.2	2.2	2.2
Taille					
10-49 salariés	1.0	0.7	0.7	0.7	0.5
50-199 salariés	6.7	3.8	3.4	5.6	6.3
200-499 salariés	19.5	16.5	13.7	18.1	17.6
500 salariés et plus	42.2	35.0	31.2	37.1	38.9
Ensemble	2.7	1.9	1.8	2.1	2.2

SOURCE : enquêtes Activité et Conditions d'Emploi de la Main d'Oeuvre (Acemo), "Négociation et représentation des salariés" (Dares). Entreprises de 10 salariés ou plus, secteur marchand non-agricole.

Bien que précieuse de par son caractère exhaustif et annuel, l'enquête ACEMO ('Négociation et représentation des salariés') n'apporte qu'une information limitée sur les conflits du travail dans les entreprises françaises. Cette enquête, d'une part, agrège l'ensemble des arrêts collectifs du travail, dont la durée peut varier de quelques heures (dans le cas du débrayage) à plusieurs jours. D'autre part, en considérant les seuls arrêts collectifs du travail, cette enquête ignore les formes collectives de conflit sans arrêt de travail et les formes individuelles de conflit, auxquelles nous nous intéressons également dans ce travail. Seule l'enquête RElations PrOfessionnelles et NégociationS d'Entreprises (REPONSE) propose une évaluation plus complète et détaillée de la conflictualité dans les établissements français et sert, à ce titre, de base à nos travaux de recherche.

Apports de l'enquête REPONSE dans l'évaluation des conflits du travail

Structure de l'enquête

Initialement, l'enquête REPONSE s'est inspirée de l'expérience des enquêtes britanniques Workplace Industrial Relations Surveys (WIRS) [27] (voir Coutrot & Malan, 1996). L'enquête a été réalisée pour la première fois en 1993 auprès d'un échantillon de 2 662 établissements du secteur marchand (hors agriculture et fonction publique), appartenant à des entreprises de 50 salariés et plus, sélectionnés à partir de la méthode des quotas dans l'échantillon constitué par l'INSEE pour l'Enquête Coût de la Main d'Oeuvre et Structure des Salaires (ECMOSS) – hors Corse et DOM-TOM. Le questionnement portait sur les trois années précédant l'année de l'enquête, *i.e.* 1990-1992.

L'enquête REPONSE s'est progressivement développée et enrichie, à plusieurs égards, lors de ses éditions suivantes (1996-1998, 2002-2004, 2008-2010). Au regard de l'échantillon d'établissements, tout d'abord, une méthode de tirage aléatoire sur la base de l'enquête ACEMO s'est substituée à la méthode des quotas à partir de l'édition 1996-1998. Le champ des établissements considérés a ainsi également évolué au profit de l'ensemble des établissements de 20 salariés ou plus du secteur marchand non-agricole, dans les éditions 1996-1998 et 2002-2004, puis de l'ensemble des établissements d'au moins 11 salariés dans l'édition 2008-2010. Les trois dernières éditions de l'enquête sont caractérisées par la multiplicité des acteurs interrogés dans les établissements, en intégrant en plus du volet 'représentants de la direction' un volet 'représentants du personnel' et un volet 'salariés' [28]. Cette structure d'enquête permet notamment d'obtenir des données couplées sur les salariés et les établissements – *Linked Employer Employee Data (LEED)*, en anglais – dont l'exploitation a connu un essor considérable depuis la fin des années 1990 (*e.g.* Abowd & Kramarz, 1999).

27. Les enquêtes Workplace Industrial Relations Surveys (WIRS) ont été réalisées en Grande-Bretagne dès le début des années 1980, à des intervalles plus ou moins réguliers : WIRS 1980, WIRS 1984, WIRS 1990. A partir de 1998, le nom de ces enquêtes a été transformé en Workplace Employment Relations Surveys (WERS 1998, WERS 2004, WERS 2011), en accord avec les changements importants observés dans l'étude des relations industrielles, en termes de structures et de pratiques (voir, *e.g.*, Blanchflower *et al.*, 2007: 286)

28. Bien que l'édition 1990-1992 de l'enquête REPONSE comportait aussi un volet 'représentants du personnel', seul le volet 'représentants de la direction' a été réellement exploité.

L'édition 2002-2004 s'est, de plus, caractérisée par un enrichissement important des questions, au regard notamment des conflits du travail (Béroud *et al.*, 2008: 25).

Evaluation des conflits collectifs du travail

En termes de conflits du travail, l'intérêt de l'enquête REPONSE réside, tout d'abord, dans la distinction des différentes formes d'arrêts collectifs du travail : débrayage, grève inférieure à deux jours et grève égale ou supérieure à deux jours. Au-delà des arrêts collectifs du travail, l'enquête REPONSE recense également des formes collectives de conflit sans arrêt de travail : manifestation, pétition, grève du zèle, grève perlée ou encore refus d'heures supplémentaires. La grève perlée et la grève du zèle ne sont pas des cessations complètes du travail, au sens des grèves classiques et des débrayages. La grève perlée est une 'baisse concertée du rythme de production (baisse des cadences et ralentissement du travail)' tandis que la grève du zèle 'consiste à ralentir le travail sous prétexte du respect scrupuleux du règlement' (Carlier & Tenret, 2007: 5). Le refus d'heures supplémentaires reste néanmoins une forme de conflit relativement indéterminée, à la frontière entre action collective et action individuelle (Béroud *et al.*, 2008: 28). La prise en compte de ces diverses formes collectives de conflit dans les établissements conduit à une configuration et une évolution plus contrastées des conflits collectifs du travail (voir Figure 5), sur la période récente, que celles décrites à partir des données administratives et de l'enquête ACEMO.

Le changement opéré dans le champ des établissements interrogés entre REPONSE 1990-1992 et les deux éditions suivantes incite cependant à interpréter les évolutions reportées dans la Figure 5 avec précaution. Les données de REPONSE 1990-1992 ont permis initialement de mettre en évidence le poids important des arrêts de travail de courte durée et des formes de conflit sans arrêt de travail – manifestations et pétitions notamment – dans les établissements français, aux dépens des grèves égales ou supérieures à deux jours. Grèves perlées et grèves du zèle restent des formes marginales du conflit collectif en France. Les statistiques comparatives entre REPONSE 1996-1998 et REPONSE 2002-2004 révèlent une augmentation de l'ensemble des formes collectives de conflit, en termes d'établissements concernés, à l'exception des grèves de deux jours et plus qui ont connu une légère diminution entre ces deux périodes.

Figure 5: Part des établissements concernés par chaque forme collective de conflit : 1990-1992, 1996-1998, 2002-2004

% établissements

1990-1992
1996-1998
2002-2004

Grèves ⩾ 2 jours
Grèves < 2 jours
Débrayages
Manifestations
Pétitions
Refus d'heures suppl.
Grèves perlées
Grèves du zèle

SOURCE : enquêtes REPONSE 1992-1993, 1998-1999 et 2004-2005. Résultats pondérés. Etablissements du secteur marchand non-agricole.
CHAMPS – REPONSE 1990-1992 : établissements (de toute taille) appartenant à des entreprises d'au moins 50 salariés. REPONSE 1996-1998 et REPONSE 2002-2004 : établissements d'au moins 20 salariés.

Globalement, il ressort que la part des établissements concernés par au moins une forme collective de conflit a sensiblement augmenté entre 1996-1998 et 2002-2004, passant de 21% à 30% (Carlier & Tenret, 2007). En distinguant les différents arrêts collectifs du travail et en tenant compte des conflits sans arrêt de travail, l'enquête REPONSE présente une situation plus nuancée des disparités de secteur et de taille dans l'émergence de conflits collectifs du travail (voir Table 2), que celle présentée par l'enquête ACEMO notamment.

L'industrie et les transports ressortent effectivement comme les secteurs prédominants dans l'occurrence des grèves dites 'classiques' – *i.e.* d'une durée au moins égale à une journée. Le secteur des services recense, quant à lui, principalement des grèves de courte durée – grèves inférieures à une journée, débrayages –, avec une part très faible d'établissements concernés par des grèves longues. Si les secteurs de la construction et du commerce apparaissent être en marge des conflits collectifs du travail, ils le sont essentiellement du côté des arrêts du travail et particulièrement des 'grèves' classiques. Ces secteurs apparaissent, en effet, être davantage concernés par des débrayages et des

Table 2: Part des établissements concernés par chaque forme collective de conflit, selon le secteur et la taille de l'établissement : 2002-2004

(En % d'établissements)

	Grève ⩾ 2 jours	Grève < 2 jours	Débayage	Manifestation	Pétition	Refus d'heures supplémentaires
Secteur						
Industrie	5.37	13.83	19.07	13.88	14.87	14.87
Construction	1.16	2.04	2.84	3.41	5.43	12.15
Commerce	0.38	2.66	5.98	1.48	4.60	7.53
Transports	4.50	16.79	8.84	4.09	9.19	14.25
Services	1.79	8.73	8.30	5.95	12.37	5.96
Taille (nb. de salariés)						
20-49	0.81	4.21	4.97	2.48	5.11	8.69
50-99	2.55	9.11	9.59	7.77	10.85	10.44
100-199	3.71	13.45	16.83	11.52	15.86	11.64
200-499	9.91	21.22	26.97	17.62	28.95	9.70
500 et plus	12.65	44.60	42.76	32.67	48.01	12.70

Source : enquête REPONSE 2002-2004, volet 'représentants de la direction'. Résultats pondérés.
Champ : établissements de 20 salariés ou plus du secteur marchand non-agricole.

conflits collectifs sans arrêt de travail, avec une part particulièrement importante d'établissements concernés par des refus d'heures supplémentaires. Les données de l'enquête REPONSE révèlent, en accord avec l'enquête ACEMO (voir Table 1), que les établissements de grande taille sont le lieu privilégié des conflits collectifs du travail, pour la quasi-totalité des formes considérées. La prédominance des grands établissements n'est cependant pas manifeste au regard des refus d'heures supplémentaires, considérés à la frontière entre conflit collectif et conflit individuel.

Evaluation des conflits individuels du travail

Dans l'évaluation des conflits du travail en France, l'apport des enquêtes REPONSE réside également dans la prise en compte de formes individuelles de conflit. Ces formes de conflit intègrent notamment l'absentéisme, les recours aux prud'hommes – équivalents français des *Employment Tribunal claims* au Royaume-Uni – et les sanctions disciplinaires. Les principales sanctions disciplinaires prévues par le code du travail et recensées en France sont l'avertissement écrit, la mise à pied et le licenciement pour faute. Le recensement de ces formes de conflit s'avère être particulièrement intéressant,

nous concernant, car apporte une évaluation de chacune des formes individuelles de conflit, distinguées dans la littérature récente. Le recours aux prud'hommes et l'action disciplinaire représentent, en effet, des formes de conflit dites 'ouvertes' au niveau individuel, initiées respectivement par les salariés et l'employeur. L'absentéisme caractérise, pour sa part, l'une si ce n'est la principale forme de conflit dite 'couverte', dans la littérature anglo-saxonne. L'évaluation de chacune de ces formes individuelles de conflit présente ainsi un réel intérêt dans les travaux de recherche entrepris dans le cadre de cette thèse.

Figure 6: Part des établissements concernés par chaque forme individuelle de conflit : 1990-1992, 1996-1998, 2002-2004

% d'établissements

1990-1992
1996-1998
2002-2004

Problème d'absentéisme | Recours prud'hommes | Avertissement écrit | Mise à pied | Licenciement pour faute

Sanctions disciplinaires

Source : enquêtes REPONSE 1990-1992, 1996-1998 et 2002-2004. Calculs de l'auteur. Etablissements du secteur marchand non-agricole.
Champs : REPONSE 1990-1992 : établissements (de toute taille) appartenant à des entreprises d'au moins 50 salariés. REPONSE 1996-1998 et REPONSE 2002-2004 : établissements d'au moins 20 salariés.

La mesure de l'absentéisme, dans REPONSE, provient de l'évaluation subjective du représentant de la direction sur l'existence d'un problème d'absentéisme pour chacune des catégories socio-professionnelles présentes dans son établissement : cadres, techniciens et agents de maitrise (TAM), employés et ouvriers. La part des établissements concernés par un problème d'absentéisme au sein de la main d'oeuvre semble avoir continuellement augmenté depuis 1992, pour atteindre 46.5% en 2004 ; entre 1998 et 2004, cette proportion a augmenté de plus de 6 points de pourcentage. Le recours

aux prud'hommes apparaît également être un phénomène répandu et croissant dans les établissements français ces dernières années : près de 40% des établissements étaient concernés par cette forme individuelle et 'ouverte' de conflit en 2004 alors qu'elle ne concernait que 36% des établissements six ans auparavant. Les chiffres reportés pour les trois principales formes d'actions disciplinaires – avertissement écrit, mise à pied et licenciement pour faute – montrent une évolution non-linéaire des sanctions disciplinaires entre 1992 et 2004 : une baisse de la part des établissements concernés par chaque forme de sanction disciplinaire entre 1990-1992 et 1996-1998, suivie d'une augmentation en 2002-2004. La divergence de champ des établissements interrogés entre l'édition 1990-1992 et les éditions suivantes de l'enquête incite encore à interpréter cette évolution avec précaution.

Table 3: Part des établissements concernés par chaque forme individuelle de conflit, selon le secteur et la taille de l'établissement : 2002-2004

(En % d'établissements)

			Sanctions disciplinaires		
	Absentéisme	Recours aux prud'hommes	Avertissement écrit	Mise à pied	Licenciement pour faute
Secteur					
Industrie	51.26	41.42	64.72	29.49	31.45
Construction	43.51	26.09	56.02	19.77	24.87
Commerce	46.13	43.82	71.81	28.96	37.06
Transports	54.94	47.81	70.75	47.23	38.02
Services	43.14	43.57	57.22	25.81	39.28
Taille (nb. de salariés)					
20-49	41.90	33.12	52.84	19.00	25.69
50-99	50.27	40.39	67.73	29.45	38.38
100-199	55.60	58.53	82.88	47.15	51.76
200-499	54.88	74.70	84.22	55.39	64.87
500 et plus	54.00	80.05	91.74	62.73	69.33

Source : enquête REPONSE 2002-2004, volet 'représentants de la direction'. Résultats pondérés.
Champ : établissements de 20 salariés ou plus du secteur marchand non-agricole.

Une analyse de la distribution de ces formes individuelles de conflit pour la période 2002-2004 révèle des disparités sectorielles plus nuancées que dans le cadre des formes collectives de conflit. Plus spécifiquement, la prédominance des secteurs de l'industrie et des transports s'avère être moins marquée que pour les formes collectives de conflit,

même s'ils semblent être le lieu privilégié de ces formes individuelles de conflit. Si le secteur de la construction se révèle à nouveau être un secteur à l'écart des conflits du travail, au regard de l'ensemble des formes individuelles de conflit considérées, les établissements dans le secteur du commerce s'avèrent être autant sinon davantage concernés par ces formes de conflit, par rapport notamment à l'industrie. Si la part des établissements concernés par chacune de ces formes individuelles de conflit croit (naturellement) avec la taille des établissements, les petits établissements n'apparaissent pas pour autant dépourvus de conflits du travail, contrairement à ce que l'on pourrait conclure en considérant les seules formes collectives de conflit.

Plan de thèse

Cette thèse a pour objectif de contribuer à la compréhension des grèves dans le contexte spécifique français, à partir des données microéconomiques d'établissements fournies par l'enquête REPONSE, tous deux présentés en amont. L'analyse des grèves, que nous proposons dans ce travail, est réalisée dans la perspective de l'individualisation de la relation d'emploi au sein des entreprises, et notamment en lien avec l'expression individuelle de conflit et la dispersion des salaires à l'intérieur des entreprises. Si les questions de recherche adressées dans ce travail de thèse ont pu être évoquées de façon plus ou moins explicite en amont, nous présentons brièvement ci-dessous la structure et le contenu de chacun des chapitres de la thèse.

Cette thèse s'articule autour de trois chapitres, chaque chapitre étant initialement conçu comme autonome et indépendant des deux autres [29]. Le chapitre 1 étudie la nature de la relation entre les formes collectives, incluant notamment la grève, et des formes individuelles de conflit dans les établissements français. Le chapitre 2 évalue les écarts de productivité du travail entre les entreprises françaises, en fonction de la fréquence de grèves enregistrée sur la période passée. Le chapitre 3 examine le rôle de la dispersion salariale intra-firme au regard de l'activité de grève dans les établissements français. Les trois sections suivantes résument plus précisément le contenu de chacun

29. Chacun des chapitres de la thèse constitue un article de recherche autonome. Ce choix de configuration explique l'existence de certaines redondances entre les chapitres (*e.g.* contextes théorique et institutionnel, présentation des données) et l'emploi des termes 'article' et 'papier' dans certains passages de la thèse.

des chapitres de la thèse.

Chapitre 1 : Collective and individual conflicts in the workplace – Evidence from France

Ce chapitre propose une première analyse empirique de la relation entre conflits collectifs et conflits individuels en France. Nous examinons spécifiquement si l'expression collective de conflit se substitue à l'expression individuelle de conflit (*balloon hypothesis*), dans les établissements français. Les études empiriques anglo-saxonnes concluent, pour la plupart, à une relation de substitution entre les grèves et ces formes individuelles de conflit. Ces travaux s'appuient sur l'hypothèse que le conflit industriel se détourne vers des formes individuelles de conflit lorsque les grèves sont indisponibles (restriction du droit de grève par le gouvernement ou l'employeur) ou peu efficientes, en supposant un arbitrage des salariés entre des expressions de conflit en fonction des coûts et avantages de chacune. Les travaux empiriques existants se sont principalement focalisés sur des expressions de conflit des salariés dites 'couvertes' (*e.g.* absentéisme, indiscipline, sabotage) lors de réductions de l'activité de grève. Cette relation entre conflit collectif et conflit individuel a fait l'objet de discussions récentes au Royaume-Uni, au sujet d'expressions individuelles de conflit dites 'ouvertes' (ou *individual disputes*, en anglais), ayant sensiblement augmenté parallèlement au déclin des grèves et autres conflits collectifs (Drinkwater & Ingram, 2005; Dix *et al.*, 2009). Ces discussions n'ont cependant pas été associées à une réelle analyse empirique. Nous exploitons, dans ce chapitre, la richesse statistique de l'enquête REPONSE 2002-2004 et considérons deux de ces expressions individuelles de conflit dites 'ouvertes', particulièrement répandues dans les établissements français : le recours aux prud'hommes et l'action disciplinaire. Nous nous inspirons de l'approche proposée par Sapsford & Turnbull (1996), pour contrôler l'endogénéité entre ces formes de conflit, et testons si les grèves et autres conflits collectifs, considérés alternativement, se substituent à l'expression individuelle de conflit, tant du côté des salariés (recours aux prud'hommes) que de l'employeur (action disciplinaire).

Notre analyse empirique conduit à des résultats divergents entre les deux formes individuelles de conflit considérées et nous amène à conclure à une relation de substitu-

tion entre les conflits collectifs, avec ou sans grève, et le recours aux prud'hommes des salariés. A l'inverse, l'incidence de conflits collectifs est associée, quelle que soit leur forme, à une plus forte propension des employeurs à utiliser l'action disciplinaire dans les établissements. L'expression collective de conflit apparaît ainsi être une alternative à l'expression individuelle 'ouverte' de conflit des salariés, en France, alors qu'elle tend à s'associer à une expression manifeste de mécontentement des employeurs à l'égard de comportements individuels des salariés, pouvant être assimilés à des formes 'couvertes' de conflit.

Chapitre 2 : L'effet des grèves sur la productivité du travail, en France

Ce chapitre s'intéresse à l'effet de la fréquence des grèves sur la productivité du travail des entreprises françaises. Cette question n'a, à notre connaissance, pas été traitée en France alors que les travaux anglo-saxons révèlent des résultats très contrastés. Les auteurs partent de l'hypothèse qu'au-delà d'un effet direct négatif, les grèves affectent indirectement la productivité du travail des entreprises, en fonction de la satisfaction au travail et de la coopération des salariés. C'est la nature même de cet effet indirect des grèves qui oppose les auteurs. Dans leur vision dominante, les grèves reflètent l'existence de manifestations de mécontentement et de réductions de coopération des salariés sur le lieu de travail (hypothèse de l'*iceberg*) ; l'effet négatif des grèves à plus long terme est susceptible de relever ainsi de ces comportements individuels des salariés. A l'inverse, d'autres auteurs arguent pour un aspect cathartique ou thérapeutique des grèves, positif pour la productivité du travail, à plus long terme, en réduisant les sources du mécontentement individuel des salariés. Ce rôle des expressions individuelles de mécontentement des salariés a jusque là essentiellement été assumé dans les travaux empiriques consacrés à cette question. Nous proposons d'évaluer, dans ce chapitre, l'effet de la fréquence des grèves sur la productivité du travail, en combinant les informations fournies par l'enquête REPONSE 2002-2004 et les Enquêtes Annuelles d'Entreprises (EAE). Nous contrôlons l'endogénéité de la variable ordinale de fréquence des grèves, fournie par l'enquête REPONSE, en nous inspirant des méthodes statistiques utilisées dans des travaux récents consacrés à l'évaluation

des rendements salariaux de l'éducation.

Nous mettons en évidence un effet non-linéaire de la fréquence des grèves sur la productivité du travail dans les entreprises françaises. L'occurrence de grèves au cours de la période 2002-2004 est associée à un gain de productivité du travail, en 2004, croissant jusqu'à cinq grèves ; au-delà de cinq grèves, les entreprises grévistes ne présentent pas d'écart significatif de productivité du travail par rapport aux entreprises non-grévistes. Nous examinons la nature des effets indirects des grèves, jusque là supposés dans les travaux empiriques, en utilisant la mesure d'absentéisme fournie dans l'enquête REPONSE 2002-2004 comme indicateur inverse de la satisfaction au travail des salariés. Nous montrons ainsi que l'effet positif d'une faible fréquence des grèves sur la productivité du travail est conditionnel à une plus faible expression individuelle de mécontentement des salariés (*i.e.* absentéisme), en accord avec la vision des grèves comme mécanismes d'expression collective. Lorsqu'associées à une plus forte expression individuelle de mécontentement des salariés, les grèves présentent un effet essentiellement neutre sur la productivité du travail.

Chapitre 3 : Dispersion des salaires et grèves, en France

Ce chapitre aborde un aspect peu traité par la littérature : l'effet de la dispersion salariale intra-firme sur l'occurrence de grèves. La littérature existante présente des hypothèses contradictoires sur la nature de cette relation. Les travaux existants soulignent que des écarts de salaire importants au sein de la main d'oeuvre pourraient conduire à des grèves, compte tenu du mécontentement de certains salariés percevant une faible équité ou injustice quant à leur salaire. En outre, l'objectif d'homogénéisation des salaires des syndicats, tel que souligné dans la littérature, favoriserait l'émergence de grèves dans ce contexte, dans le but de réduire la dispersion des salaires au sein de la main d'oeuvre (augmentation des bas salaires, par exemple). Parallèlement, une forte dispersion des salaires est susceptible de réduire la solidarité ou cohésion entre les salariés sur le lieu de travail (Lazear, 1989; Levine, 1991), cette dernière étant reconnue comme déterminante dans l'émergence de grèves dans des modèles dits 'comportementaux' des grèves (*e.g.* Godard, 1992; Campolieti *et al.*, 2005). La littérature met ainsi en évidence une relation duale, que nous proposons de contrôler empiriquement : une forte

dispersion salariale intra-firme rend les syndicats plus enclins à déclencher une grève, afin de réduire les écarts de salaires et ainsi favoriser une plus grande homogénéité et cohésion des salariés, alors même que cette dernière est supposée être nécessaire pour qu'une grève émerge et dure dans le temps. Afin d'estimer l'effet de la dispersion des salaires sur l'occurrence de grèves, nous combinons l'information fournie par l'enquête REPONSE 2002-2004, les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS) et les Enquêtes Annuelles d'Entreprises (EAE), ces dernières nous permettant de contrôler certains des principaux déterminants mis en évidence dans les modèles économiques des grèves.

Nous mettons en évidence que la probabilité d'occurrence de grèves, dans les établissements français, diminue sensiblement avec le niveau de dispersion des salaires au sein de la main d'oeuvre. Nous montrons néanmoins que cet effet négatif de la dispersion des salaires décroît avec la fréquence des grèves et s'avère être non-significatif quant à l'occurrence d'une fréquence élevée des grèves. Nos résultats suggèrent ainsi que le mécontentement de certains groupes de salariés, associé à une forte dispersion des salaires, conduirait à une activité de grève plutôt soutenue que ponctuelle. Nos résultats révèlent notamment, dans cette perspective, que les grèves 'longues' (au sens de REPONSE, *i.e.* de deux jours et plus) émergent davantage en présence d'une forte dispersion des salaires. Ces grèves 'longues' restent néanmoins cantonnées, pour la plupart, à des établissements de grande taille, où les syndicats français sont les mieux implantés, révélant que la traduction de conflits relatifs à la structure de salaires sous forme d'une protestation collective des salariés requiert, en France, que les syndicats disposent d'une capacité d'action suffisante.

Chapitre 1

Collective and Individual Conflicts in the Workplace : Evidence from France[31]

1.1 Introduction

Individual disputes are individual expressions of industrial conflict that have received an increasing amount of attention in recent literature. These individual disputes traditionally have been examined in the literature through employee grievances, particularly in North American countries, and more recently in the UK through Employment Tribunal claims and disciplinary action. Such individual disputes appear increasingly prevalent in employment relationships while collective disputes, which were the focus of interest for a long time in the literature, gradually have declined in recent decades to reach historically low levels in most industrialized countries. In comparison to the UK, relatively few studies have examined applications to Employment Tribunals (or *prud'hommes*) and disciplinary action in France, where these forms of individual disputes are widespread and have been increasing in recent years.

One of the issues raised in the literature and still under discussion in the UK (see, e.g., Dix *et al.*, 2009) is that of the substitutability between individual expressions of

31. This chapter contains the elements of an article accepted for publication: Tanguy, J. (2013). Collective and Individual Conflicts in the Workplace: Evidence from France. *Industrial Relations: a Journal of Economy and Society*, Forthcoming.

conflict and collective disputes, including strikes. The few empirical studies on this issue mostly have shown that legal or other restrictions on the strike have resulted in an increase in individual expressions of conflict (*e.g.* Knowles, 1952; Sapsford & Turnbull, 1994), primarily in the form of 'covert' expressions such as absenteeism, indiscipline or negligence, also called forms of 'exit' or 'temporary exit' in the recent literature (Dix *et al.*, 2009; Hebdon & Stern, 1998). Similarly, in the UK, some authors have explained the upward trend in Employment Tribunal claims and/or in disciplinary action by the concurrent downward trend in collective disputes (*e.g.* Shackleton, 2002; Drinkwater & Ingram, 2005). Existing analysis of this relationship between collective disputes and both of these forms of individual disputes remains essentially descriptive in the UK (Godard, 2011: 290). This relationship needs to be investigated more thoroughly given the recent accusation that such substitutability was 'over simplistic' (Dix *et al.*, 2009) and the different natures of these two forms of individual disputes. In fact, Employment Tribunal claims and disciplinary action are initiated by opposing parties in the workplace, respectively the employees and the employer. Somewhat different theoretical arguments consequently are involved with regard to their relationship with collective disputes.

The question of the role of collective disputes in determining individual disputes, *i.e.* Employment Tribunal claims and disciplinary action, is of a particular interest in France given the importance of collective disputes in the country. In contrast to many industrialized countries, including the UK, France has not experienced a decline in either collective disputes or union recognition in workplaces, partly due to the very specific characteristics of industrial relations in the country. Extensive state intervention in France has shaped industrial relations to a significant degree and helps to explain this specific trend. Specifically, labor laws favor union recognition in French workplaces by, in workplaces with more than 50 employees, guaranteeing employees the right to become union delegates without possible objection from employers and without a requirement related to the proportion of unionized employees. Until only recently, employers also were required to bargain over wages annually with all the unions represented by one or more delegates in the workplace. It was not until the adoption of the Act of August 20, 2008, that this 'irrefutable presumption of representativeness'

of unions was ended. Given these legal provisions, the proportion of workplaces with a union presence in France has remained high and even has been increasing in recent years. Recent survey data also have shown that the proportion of workplaces involved in collective disputes has increased in recent years with the development of non-strike collective disputes, with a decrease observed only in two-day strikes.

Given the ongoing importance of collective disputes in French workplaces, we question in this paper whether the latter are actually substitutes for both Employment Tribunal claims and disciplinary action in France. Specifically, we ask whether the occurrence of collective disputes significantly reduces that of individual disputes, whether initiated by employees or employers. Since existing studies have focused on strikes, while non-strike collective disputes are increasingly important in France, we furthermore test whether compared with other collective disputes the strike has a different effect on these individual disputes. To address these questions, we rely on a recent dataset for a representative sample of French workplaces which provides relevant information on these different expressions of conflict in the workplace. It also includes data on both workplace and workforce characteristics previously found to determine such individual disputes in existing UK studies. Given the predominance of British literature on these issues, we explicitly compare France and the UK throughout the paper.

The paper proceeds as follows: Section 1.2 first discusses theoretical arguments and existing empirical findings supporting the view that collective disputes and individual disputes are substitutes in the workplace, and then presents the specificities of the French context with regard to individual disputes. Data and variables are described in Section 1.3 while the econometric specification is laid out in Section 1.4. The results of our empirical investigation are presented and discussed in Section 1.5, and Section 1.6 concludes.

1.2 Background

1.2.1 Theoretical considerations and existing empirical evidence

Industrial conflict may be defined as 'the discontent arising from a perceived clash of interests' (Dix *et al.*, 2009: 177). It is acknowledged that some of this discontent is not visible and thus can not be measured in the workplace. Disputes remain the most visible expressions of industrial conflict. These disputes are very diverse, since they may be initiated either by employees or by their employer, and may be either collective or individual. Traditionally, the literature has focused on disputes initiated by employees, essentially in the form of strikes at the collective level, and grievances or more recently Employment Tribunal claims at the individual level. These disputes are known in the literature as 'overt' or 'voice' expressions of conflict. At the individual level, employee expressions of discontent also may take the form of absenteeism, tardiness or indiscipline, which often are described as forms of 'exit' (*e.g.* Dix *et al.*, 2009: 177) or 'temporary exit' (*e.g.* Hebdon & Stern, 1998: 206) in the literature. These are specifically the 'covert' expressions of conflict, to which later were added employee grievance claims, which have been described as substitutes for collective action, including strikes. On the other side of the employment relationship, employers may also openly express their discontent. In particular, 'in the case of individual employees, they can use disciplinary procedures to deal with behavior that they think is unacceptable' (Sisson, 2010: 212). Disciplinary action thus could be in part a reflection of employee acts of indiscipline, which include 'covert' employee expressions of discontent or conflict, discussed in the literature. However, disciplinary action also refers to a certain way of managing the workforce and therefore may differ between workplaces with equal levels of indiscipline. The link between collective disputes and disciplinary action therefore involves somewhat different theoretical considerations that will be discussed later.

In the literature, individual expressions of conflict first were presented as substitutes for collective disputes in contexts of legal or managerial restrictions on collective disputes. According to Hyman (1972: 55), 'attempts to suppress specific manifestations (of conflict) ... merely divert the conflict into other forms'. Indeed, most of

the early studies in this area show that industrial conflict is redirected to individual expressions of conflict when strikes are prohibited. The first known study in this empirical literature is that of Knowles (1952), who estimates the effect of a strike ban on absenteeism in the British coal industry. He finds an inverse relationship between strikes and absenteeism, supporting a redirection of the industrial conflict into absenteeism when the right to strike is restricted. Also in Britain, Turner *et al.* (1967) find a significant rise in absenteeism and turnover in a study of British Ford during a two-year period when the firm sought to eliminate strikes. In a somewhat different context, Ozaki (1988) finds an increase in individual expressions of conflict – including absenteeism, indiscipline and negligence – in the public sector of developing countries where collective activities were banned. More recently, Hebdon & Stern (1998) are the first, to our knowledge, to have linked the strike to individual disputes, in the form of grievance filing and arbitrations. Their results indicate a redirection of industrial conflict into grievance filing following the introduction of laws prohibiting the right to strike in the Ontario public sector.

Outside the context of strike bans, existing studies also support that individual expressions of conflict are substitutes for collective disputes as the result of a trade-off between the costs and benefits of each expression. Thus, when employees perceive that the effectiveness of a particular expression of conflict is reduced, they are more willing to opt for an alternative expression of conflict. In this perspective, Sapsford & Turnbull (1994) show that strikes and absenteeism, respectively called 'organized' and 'unorganized' forms of industrial conflict, are substitutes in the British dock industry during the post-war period. More specifically, they find that specific constraints that significantly reduce the incentive to strike and then strikes, have in contrast a significant positive effect on absenteeism, and vice versa. Interestingly, Sapsford & Turnbull (1996) also confirm this 'substitutes' hypothesis in the British dock industry, as they find a significant negative effect of absenteeism on strikes while controlling for the endogeneity bias due to unobserved heterogeneity. Similarly, the significant costs incurred by strikes help Hebdon & Stern (1998: 215) to explain in part that bargaining units experiencing a strike during the 1984-1987 period 'had significantly more grievance arbitrations and significantly higher arbitration rates in 1988 than did other

units'. This argument also has been used in the UK case to explain more recently the concurrent decline in collective disputes and increase in individual expressions of conflict. In fact, the cost of organizing strikes appears to have increased in the UK due to a decline in unionization and new legislative provisions against strikes and unions (Freeman & Pelletier, 1990), while 'the rate of return to striking, on average, is not significant' (Drinkwater & Ingram, 2005: 379). Conversely, the potential benefits of engaging in individual disputes with the employer, *e.g.* pursuing Employment Tribunal cases, are shown to exceed the costs of such disputes (Drinkwater & Ingram, 2005: 381-382).

Recent contributions to the literature nevertheless have qualified this hypothesis of a diversion or redirection of industrial conflict. If there is a diversion or redirection of industrial conflict, all individual expressions of conflict are unlikely to occur in a similar way. As stated above, there are two different levels in individual expressions of conflict on the part of employees: 'covert' or 'exit' expressions – including absenteeism, tardiness or indiscipline; and 'overt' or 'voice' expressions of conflict, identified through formal arrangements such as grievance procedures and Employment Tribunal claims. When there are formal arrangements through which employees can openly express their discontent or unrest with the employment relationship, industrial conflict is more inclined to be redirected to these overt expressions of conflict. Indeed, some industrial relations studies which have employed this exit-voice framework find that individual and collective 'voice' options depend on similar characteristics of the workforce, which differ in contrast to those leading to 'exit' options (see Farrell & Rusbult, 1992). A collective dispute thus would be more likely to be a substitute for individual overt expressions of conflict in the workplace – *i.e.* Employment Tribunal claims in our case – than more covert expressions of conflict, such as indiscipline. With regard to Employment Tribunal claims, their substitution with collective disputes also has been discussed recently by Dix *et al.* (2009) in the UK. In fact, Dix *et al.* (2009) challenge the view that the concurrent increase in Employment Tribunal claims and decline in collective disputes illustrates a substitution relationship, where issues previously addressed through collective disputes now are addressed through applications to Employment Tribunals. Indeed, they point out that collective disputes and Employ-

ment Tribunal claims cannot be considered as substitutes in the UK because they do not involve the same actors and do not address the same issues. Rather than being a result of a decline in collective disputes, the rise in Employment Tribunal claims may be explained by other factors, including the growing number of jurisdictions and the consequent growing number of applications involving more than one jurisdiction (Dix *et al.*, 2009: 185-186), as well as the increase in the average value of awards in recent years (Burgess *et al.*, 2000). Working from this perspective, some authors thus argue that 'the more opportunities employees have to air their grievances, especially through employee 'voice' mechanisms, the more they are likely to do so' (Dix *et al.*, 2009: 199).

In the literature, the role of collective disputes in disciplinary outcomes has been linked closely to that of unions. In the UK, the focus primarily has been on the role of unions and unionization in reducing employer disciplinary action (see Edwards, 1995; Knight & Latreille, 2000; Antcliff & Saundry, 2009). Some authors argue that union presence, with the threat of collective action, helps to restrain managerial authority and ensure fairness and natural justice (Saundry *et al.*, 2011: 195). Another argument refers to the 'voice' function of unions, as 'providing management with a means of managing the workforce that does not call on the use of overt sanctions' (Edwards, 1995: 205-206). According to this view, unions would 'reduce costly exit strategies and the need for management to rely on punitive modes of discipline' (Edwards, 1995: 218). Antcliff & Saundry (2009: 116) also assume that 'strong and effective trade unions can facilitate the day-to-day resolution of disputes without the need for disciplinary action' and so 'issues that may lead to individual conflict, dispute and ultimately discipline can be resolved at an early stage'. From this perspective, the collective dispute also is supposed to fulfill this 'voice' function (*e.g.* Edwards, 1995; Godard, 1992; Drinkwater & Ingram, 2005). Edwards (1995: 218) provides evidence that 'industrial action performed an additional voice function' in UK in the 1990s, in also reducing disciplinary action. In the literature, this also is known as the 'cathartic' aspect of the collective dispute, which provides a mechanism through which the collective voice can assist parties in rectifying faults at the workplace (Godard, 1992; Drinkwater & Ingram, 2005).

1.2.2 The specific pattern of individual disputes in France

Since much of the literature on individual disputes such as Employment Tribunal claims and disciplinary action originates in the UK, it would be useful here to identify the characteristics that distinguish individual disputes in France from those in the UK. In France, labor laws traditionally have occupied a more prominent place in the organization of industrial relations than in the UK, including the regulation of individual disputes between employees and employers. Unlike the UK, legal provisions governing the role of Employment Tribunals and employer disciplinary action have been established for a long time in France, and have not experienced major change in recent years.

Like in the UK, Employment Tribunals (or *Prud'hommes*) are, in France, a judicial body that advises on disputes relating to individual employment rights. Representatives of employees and of employers occupy an equal number of seats on the Tribunes. Each Employment Tribunal in France is composed of a conciliation board and a judgment board. Employment Tribunals are thus primarily supposed to conduct a conciliation procedure between the parties and then, if unsuccessful, to implement a judgment (or adjudication) procedure. In France, the competence of Employment Tribunals in individual disputes is exclusive, *i.e.* it cannot be assigned to another jurisdiction (French Ministry of Labor).

While Employment Tribunals in France and the UK share a similar mission, the existence of alternative 'voice' mechanisms in the UK means that they are used differently than in France, where there are no such alternatives. The filing of an application to an Employment Tribunal is virtually the only formal 'voice' mechanism available to individual employees in France. In the UK, these alternative mechanisms include the individual grievance procedure, through which employees may voice discontent by raising a grievance (Kersley *et al.*, 2006: 23), and the procedure provided by the Advisory, Conciliation and Arbitration Service (ACAS). 'The primary objective of ACAS is to settle any dispute between the parties concerned before the dispute proceeds to a tribunal' (Drinkwater & Ingram, 2005: 377). In contrast to Employment Tribunals, ACAS places a greater emphasis on constructive conciliation in the resolution of individual disputes. Given these alternative 'voice' mechanisms, Employment

Tribunals in the UK are designed to be more of a procedure of last resort than in France. Moreover, recent regulations in the UK were 'clearly aimed at reducing the number of Employment Tribunal claims by forcing employers and, most importantly, employees to exhaust internal procedures before resorting to an Employment Tribunal claim' (Antcliff & Saundry, 2009: 104).

In a related fashion, the issues addressed by Employment Tribunals in France are quite different from those addressed in the UK. In France, Employment Tribunals are qualified to deal with all individual disputes between employees and employers when the employment relationship is governed by an employment contract under private law. Applications to Employment Tribunals mainly result from disputes over paid vacations, wages, premiums and individual dismissals. In the UK, Employment Tribunal claims are focused more narrowly, and typically concern 'underpayment (rather than levels) of wages, unfair selection for dismissal and discriminatory behavior (Dix *et al.*, 2009: 187). Filing application to Employment Tribunals is quite widespread in France, since almost 42% of French workplaces now are involved in one or more Employment Tribunal claims. As mentioned previously, this share has been growing in recent years, as shown by the fact that it was approximately 36% in 1998 (see Table 1.1)

Disciplinary action is also very widespread in French workplaces. In contrast to Employment Tribunal claims, disciplinary action is a measure taken by the employer and this action is supposed to result from employee actions that are deemed faulty. The legal provisions are very specific with regard to employer disciplinary action. According to French labor laws, the employee's faulty action may be sanctioned only once and with only one form of disciplinary action. In addition, the disciplinary action must be proportionate to the employee's misconduct. The three main forms of disciplinary action are, in France, the written warning, suspension, and dismissal for fault. The written warning is the lightest sanction under French labor laws as it is the only disciplinary action that does not affect the employee's presence and function in the workplace or his/her career or wage (French Ministry of Labor). The written warning is designed as the first level of disciplinary action and is thus the most prevalent, occurring in about 60% of French workplaces. Suspension and dismissal for fault are found in fewer workplaces, although the share of workplaces concerned is growing, as

is true for the written warning (see Table 1.1). Other disciplinary actions, including transfer, demotion, and incentive to resign, the latter of which is illegal in France, are less frequent (see Table 1.1).

From a simple descriptive analysis, it would not appear that there is substitution between individual and collective disputes in French workplaces, unlike in the UK. As suggested at the outset, collective disputes are still very present in French workplaces, despite what the traditional measurement of collective disputes, *i.e.* the number of working days not worked [32], would suggest. Survey statistics show that collective disputes concern a substantial and growing proportion of workplaces in France. More precisely, each form of collective dispute, with the exception of the multi-day strike, has increased between 1998 and 2004, affecting a greater number of French workplaces (see Table 1.1). These include one-day strikes and less disruptive forms such as walkouts, petitions, demonstrations and even what is known as 'work to rule', 'go slow', and overtime bans. These last three forms are nevertheless distinctive: 'go slow' and 'work to rule' are illegal in France, and the overtime ban remains an undetermined form at the boundary between collective and individual disputes (Béroud *et al.*, 2008: 10). Existing studies examining the relationship between collective disputes and individual disputes remain essentially descriptive in France. To date, they merely show that collective disputes and individual disputes were associated in French workplaces more frequently in 2004 than 1998 (*e.g.* Carlier & Tenret, 2007).

1.3 Data and Variables

1.3.1 The REPONSE Survey

The data source used in this paper is the most recent edition of the REPONSE survey, which was explicitly inspired by British Workplace Industrial / Employee Relations Surveys (Caroli & Van Reenen, 2001: 1464). This survey is conducted by the Department of Research Animation and Statistical Studies (DARES) under the French Ministry of Labor. Three editions have been published to date at six-year intervals:

32. The number of working days not worked due to collective disputes, called JINT in France, gradually has decreased since the 1970s, from 3.5 million in 1975 to less than 200, 000 in 2004 (French Department of Labor)

Table 1.1: Changing forms of industrial conflict in French workplaces

Forms of industrial conflict	Definition	% workplaces 1996-1998	% workplaces 2002-2004
Collective disputes (at least one ...)			
Strike $\geqslant$ 2 days	work stoppage $\geqslant$ 2 days	3.0	2.5
Strike $<$ 2 days	work stoppage $<$ 2 days	7.5	8.8
Walkout	work stoppage $<$ 1 day	7.5	10.0
Go slow	performing work to idle	1.0	1.2
Work to rule	enforcing regulations in every detail	0.9	1.5
Overtime ban	refusing to work overtime	3.2	9.6
Demonstration	publicizing claims of an employee group	4.9	6.7
Petition	addressing a written request to employer	8.5	10.6
Individual disputes			
Employment tribunal	at least one employee application	36.4	42.4
Disciplinary action	sanction applied against at least one employee		
Written warning		57.8	62.8
Suspension		21.2	28.6
Dismissal for fault		24.8	35.4
Incentive to resign		2.6	2.3
Transfer		2.6	2.5
Demotion		1.9	1.7
No disciplinary action		32.8	14.3

Source: REPONSE 1998 and REPONSE 2004 surveys (DARES, French Department of Labor)

1992-1993, 1998-1999 and 2004-2005. Each survey is related to the three-year period preceding the administration of questionnaires, *i.e.* respectively 1990-1992, 1996-1998 and 2002-2004. An interesting characteristic of the survey is the multiplicity of interview approaches and the variety of respondents. The survey is composed of three different questionnaires, one for each respondent category at the workplace level: employers, employee representatives, and employees. In this paper, we only use data from the third edition of the survey that was collected through the questionnaire addressed to employers. Following the analysis and interpretation of REPONSE 1998 (*e.g.* Coutrot, 2001), the 2004 version was modified to provide more detailed infor-

mation on industrial conflict, including, for example, the different forms and their frequency at the workplace level (Béroud *et al.*, 2008: 25). Most empirical studies using REPONSE data draw from the employer section of the survey (Carlier & Tenret, 2007). The data gather observations from a representative sample of 2,930 French workplaces that have over 20 employees and operate in the non-agricultural private sector.

1.3.2 Dependent Variables

Previous studies have used rates of disciplinary action and of Employment Tribunal claims to investigate the extent of such phenomena in workplaces (*e.g.* Knight & Latreille, 2000; Antcliff & Saundry, 2009). It would be difficult to use such rates as dependent variables, due to the significant number of workplaces that failed to report the number of employees disciplined as well as the number of claims made during the survey period. The use of such rates thus would jeopardize the representativeness of the sample. We consequently use a binary variable for disciplinary action, which is represented in our study by the written warning. As stated above, the written warning is in France the first level of disciplinary action and proves to be the most common form in French workplaces – approximately 60% of the sample – (see Table 1.2). It is designed to sanction slight faults and is also presented as a preliminary step to the use of more severe sanctions such as suspension or dismissal for fault. Table 1.2 furthermore shows that most workplaces which experience suspensions and/or dismissals for fault also have experienced written warnings, respectively 91.6% and 84% of them. The written warning thus appears to be a relevant indicator of the overall disciplinary action in French workplaces. We might then expect slightly divergent results according to each specific form of disciplinary action, since for instance certain workplaces may use the written warning extensively but dismissal rarely if at all, or, in contrast, other workplaces may favor dismissal for fault without using conventional disciplinary procedures such as the written warning. An examination of such differences, however, falls outside the primary scope of this paper.

With regard to Employment Tribunal claims, we use a dummy variable to indicate the occurrence of such claims in workplaces. In existing literature, such a variable

Table 1.2: Associations between individual disputes

	All	ET claim	Written warning	Suspension	Dismissal for fault
ET claim	42.413	100.00 (1.000)	52.478	61.401	64.576
Written warning	62.784	77.683 (0.466*)	100.00 (1.000)	91.644	84.059
Suspension	28.640	41.462 (0.472*)	41.805 (0.698*)	100.00 (1.000)	54.559
Dismissal for fault	35.365	54.150 (0.560*)	47.617 (0.615*)	67.752 (0.659*)	100.00 (1.000)

NOTES: Table entries are sample shares. Each column corresponds to a subsample. Figures in brackets are tetrachoric correlation coefficients.

is used by Knight & Latreille (2000), who investigate the likelihood of Employment Tribunal claims arising only from unfair dismissal.

1.3.3 Collective dispute variables

We mainly are interested in the relationship between collective disputes and individual disputes. The collective disputes considered here were defined previously in Table 1.1. We consider two distinct variables, strikes and non-strike collective disputes, to capture collective expressions of conflict in the workplace. In accordance with the approach followed in previous studies, we aim first to estimate the effect of strikes on the two distinct individual disputes in French workplaces, *i.e.* Employment Tribunal claims and disciplinary action. For this purpose, we build a dummy variable equal to 1 if workplaces had experienced at least one strike during the survey period (2002 – 2004). We chose to use this dummy variable in the place of the strike rate due to similar problems of missing data discussed in the previous section. A dummy variable also is used for non-strike collective disputes such as walkouts, demonstrations and petitions, considered alone and simultaneously. Work to rule, go slow and

overtime ban are not considered here, due to their specific nature in France as stated above. Only workplaces that had not experienced a strike are considered through this dummy variable. Most workplaces that experienced a strike also had experienced other collective disputes. To test whether strikes have a specific effect, we tried to dissociate workplaces that had experienced a strike from those that had only experienced non-strike collective disputes.

Collective disputes and individual expressions of conflict generally are assumed to be determined by several common factors, some of which may be industry-specific (see Sapsford & Turnbull, 1994, 1996). They therefore would be unobservable in a multi-sectoral analysis such as ours. We consequently have adopted a simultaneous equation model to test and correct this endogeneity bias which we shall present in the following section.

1.3.4 Unions and collective bargaining

Beyond collective dispute variables, we consider several control variables. The choice of these additional variables largely was made on the basis of recent results from major empirical studies of the determinants of disciplinary sanctions and/or Employment Tribunal claims (*e.g.* Knight & Latreille, 2000; Antcliff & Saundry, 2009; Cully *et al.*, 1999). The impact of unions on these individual disputes is assumed to be captured in part by the effect of collective disputes on the latter. In previous studies, union density was found almost unanimously to affect significantly and negatively both disciplinary sanctions and Employment Tribunal claims. In France, the unionization rate is one of the lowest among OECD countries, with only 7.8% of unionized employees, while almost all French employees are covered by collective bargaining agreements (OCDE, 2007). In fact, all employees of a workplace or firm benefit from the terms negotiated between union delegates and the employer, whether unionized or not. In addition, it often happens that agreements negotiated at firm level are extended to the entire branch or industry. Given the weakness of such union density measures in France, we prefer to focus on union presence, captured through a dummy variable equal to 1 if at least one union delegate is present at the workplace level. We aim to assess whether unions have an effect on individual disputes that is

independent of the effect of collective disputes. Aside from union presence, other dimensions of workplace collective bargaining also are considered. French employers are legally obliged to engage in wage bargaining on an annual basis. Bargaining over other topics, in contrast, occurs only if the employer and/or unions chose to do so. The level of bargaining activity in workplaces therefore may be captured through the number of non-wage topics[33] discussed or negotiated during the survey period. Outside the workplace, we also consider union activity in its employment sector with a dummy variable equal to 1 if the employer perceived that the latter is intense or very intense.

1.3.5 Workplace characteristics

Some workplace characteristics have been found to strongly determine both disciplinary action and Employment Tribunal claims, with workplace size a major factor. Cully *et al.* (1999: 128) find that larger workplaces are more likely to use disciplinary actions. Their findings are supported by those of Antcliff & Saundry (2009). Knight & Latreille (2000) also find a positive association between workplace size and disciplinary actions, and a rising probability of experiencing Employment Tribunal claims as workplace size increases. Four workplace size dummies therefore are included in our model to explain written warnings and Employment Tribunal claims: under 50 employees, $50 - 199$ employees, $200 - 999$ employees and over 999 employees.

Sector dummies also are considered because previous empirical studies of the link between strikes and unorganized conflicts were largely sectoral studies. Moreover, the incidence of Employment Tribunal claims likely varies across sectors (Knight & Latreille, 2000: 542). We therefore consider a series of sector dummies, distinguishing seven sectors: Manufacturing, Commerce, Service sector, Agribusiness and Food, Transport, Construction and Non-market services.

As a structural characteristic, we also assume that workplace age may explain some variations in the probability of disciplinary sanctions and Employment Tribunal claims. Three workplace age dummies thus are included: under 9 years, $9 - 19$ years

33. The non-wage topics mentioned in the REPONSE survey are: working time, qualifications, classifications and careers, employment, working conditions, technological or organizational changes, training, employee expression rights, right to unionize, equal opportunity, company saving scheme, complementary social welfare system.

Table 1.3: Distribution of explanatory variables

	All	Employment Tribunal claim $\geqslant 1$	Written warning $\geqslant 1$
Strike(s)	9.895	12.672	11.521
Non-strike collective dispute(s)	11.108	13.789	12.568
Unions and collective bargaining			
Union delegate(s)	37.619	47.433	43.276
Number of topics discussed or negotiated	4.758	4.770	5.084
Intense union activity in the employment area	29.521	33.911	32.318
Workplace characteristics			
Under 50 employees	57.215	45.563	48.240
50 – 199 employees	32.582	36.040	37.766
200 – 999 employes	9.127	16.436	12.424
Over 999 employees	1.076	1.962	1.570
Under 9 years	13.489	13.401	15.374
9 – 19 years	26.574	30.619	28.572
Over 19 years	59.514	55.879	55.466
Manufacturing	21.957	22.598	23.022
Commerce	23.351	24.305	25.869
Service sector	26.442	29.084	24.975
Food and Agribusiness	3.226	2.052	3.016
Transport	7.302	8.400	8.214
Construction	8.323	5.395	7.548
Non-market services	9.399	8.166	7.358
Relative lower profitability	13.185	14.962	15.683
Workforce characteristics			
No fixed-term contracts	40.334	34.596	36.125
Temporary workers	37.524	41.176	41.246
Accurate description of tasks	68.125	67.237	70.473
%50 – 54 years	10.988	10.724	10.283

NOTES: Table entries are sample shares in percentages for dummy variables, and sample means for continuous variables

and over 19 years. Profitability levels also are expected to determine the occurrence of individual manifestations of conflict. Less profitable firms are assumed to be more

likely to have conflictual industrial relations. We capture this economic dimension using a dummy variable equal to 1 if an employer said the profitability level of his workplace was lower than his main competitors.

1.3.6 Workforce characteristics

The incidence of disciplinary actions and of Employment Tribunal claims also is likely to be influenced by workforce characteristics. We therefore focus on workforce characteristics noted as significant in previous research. The characteristics that determine the incidence of disciplinary sanctions probably differ from those that determine the incidence of Employment Tribunal claims. Among the few observable characteristics in our database, we have some information on the nature of the labor contract used in the workplace. Knight & Latreille (2000) find that the proportion of employees on permanent contracts is negatively associated with the incidence of Employment Tribunal claims. Such a proportion is not available in the REPONSE database. Nevertheless, through the use of adequate dummy variables, variations in the probability of individual disputes can be observed according to whether or not workplaces have fixed-term contracts and temporary workers. Knight & Latreille (2000) and Antcliff & Saundry (2009) both observe that disciplinary action rates increase with the proportion of the total workforce aged 51 and over. Both studies also find that this proportion has no significant effect on the probability of Employment Tribunal claims. We control this workforce characteristic through the inclusion of the proportion of the workforce aged $50 - 54$, which was derived from the French Annual Declarations of Social Data [34]. Again with regard to workforce characteristics, Knight & Latreille (2000: 542) find that 'workplaces with a large proportion of operatives are more likely to exercise discipline'. As we have no data on such a proportion, we consider in its place a dummy variable which indicates that tasks are accurately described [35].

34. Translation from French "Déclarations Annuelles des Données Sociales" (DADS). Firms legally are required to annually provide for each workplace a list of the salaries paid, the workforce, and a list of names of employees indicating the amount each receive in pay.
35. A detailed description of tasks is associated with blue collar workers.

1.4 Econometric Specification

Our aim is to estimate the effect of collective disputes on the occurrence of individual disputes while taking into account the potential endogeneity issue existing between these two distinctive conflict categories due to unobserved heterogeneity. We therefore chose to estimate simultaneously the likelihood of individual disputes and the likelihood of experiencing collective disputes in workplaces using a recursive bivariate Probit model (Greene, 1998).

1.4.1 The model

This model is built according to a reduced form equation for the potentially endogenous dummy variable (*i.e.* collective disputes), and a structural form equation determining the outcome of interest (*i.e.* individual disputes).

$$\begin{cases} y_1 = 1\,(\,\alpha\, y_2 + X_1'\,\beta + u_1 > 0\,) \\ y_2 = 1\,(\,X_2'\,\theta + Z'\gamma + u_2 > 0\,) \\ \\ \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} \sim \mathcal{N}\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right) \end{cases} \tag{1.1}$$

where y_1 and y_2 represent respectively the probability of individual disputes and the probability of collective disputes. X_1 and X_2 are vectors of exogenous covariates, detailed in the previous section, that influence respectively y_1 and y_2. The latent variable determining the occurrence of individual disputes is assumed to be influenced by the dummy y_2 and α is an estimate of the collective dispute effect on the probability of individual dispute occurrence. As we assumed that the occurrence of collective disputes may be affected by unobserved characteristics also influencing the occurrence of individual disputes, the correlation term between the residuals of the two probits (u_1 and u_2) is assumed to be non zero and equal to ρ. Under the assumption that u_1 and u_2 are jointly normally distributed with a means equal to zero, variance equal to one,

and correlation equal to ρ, this system of equations can be estimated as a recursive bivariate probit model using maximum likelihood methods.

It is widely asserted in the literature that parameters of the second equation are not identified unless at least one variable, called the instrument, not contained in the first equation, is included in the second equation (Monfardini & Radice, 2008). Although this assertion, initially stated by Maddala (1983), has been disputed by Wilde (2000), we include a vector of instrumental variables, Z, in the second equation, as it is common practice to improve the identification of the model. These instrumental variables have the two following properties:

$$Cov(y_2, Z \mid \cdot) \neq 0 \tag{1.2}$$

and

$$Cov(Z, u_1) = 0 \tag{1.3}$$

In fact, variables in Z must be correlated sufficiently with y_2 and could be legitimately excluded from y_1 equation. We discuss potential instrumental variables at the end of this section. If $\rho = 0$, y_2 is not correlated with the error term u_1 and the two equations can be estimated separately as univariate Probit equations. However, if $\rho \neq 0$ a joint estimation is required to obtain consistent estimates.

Because the model actually is of a probability, the absolute scale of the coefficients gives a distorted picture of the response of the dependent variable to a change in one of the stimuli (Greene, 1998: 297). Marginal effect calculations therefore are particularly important in this model category. We rely on the definitions and formulas given by Greene (1998), and more recently by Baslevent & El-hamidi (2009), to compute the marginal effects in our case.

1.4.2 Instrumental variables

Given the available data and variables in our database, we focus on a set of potential instruments that are in accordance with existing empirical literature on strike determinants. The first instrument refers to the workplace market share on the prod-

uct market and is presented like a dummy variable, equal to one when it is lower than 3%. This variable is expected to negatively affect the probability of collective disputes, in accordance with the traditional view of strikes as being a step in collective bargaining. In fact, the market power of firms in their product market often is presented as a major source of rent from which unions obtain wage gains (see Hirsch, 2004). From this perspective, unions therefore are more likely to engage in strikes, and probably in alternative collective disputes, in firms holding such rents. Conversely, when the market share of the firm is low, available rents are potentially weaker, reducing the interest of unions to engage in strikes or alternative collective disputes.

The second instrument provides information on the representativeness of unions. It is based on employer perception of this representativeness and results in a dummy variable equal to 1 if the employer believes that the representativeness of unions is strong or very strong. The inclusion of this instrument is consistent with the common assumption in literature that unions are more likely to implement a strike when they are sufficiently powerful and representative. Since the use of non-strike collective disputes is described in France as a coping strategy used by unions in firms and workplaces where they are less well implanted, union representativeness is more likely to impact strike likelihood than that of non-strike collective disputes.

The third instrument represents the difference in the average hourly wage between male workers and female workers in workplaces, both of which were drawn from the French Annual Declarations of Social Data. A positive difference in the average hourly wage is an indicator of a concentration of female workers in low-skilled jobs. Such a feminization of low-skilled jobs is likely to affect strikes and non-strike collective disputes. In fact, it generally is accepted that the propensity to strike is higher among manual workers than non-manual workers (see, *e.g.* Ingram *et al.*, 1993). At the same time, conventional wisdom holds that male workers are generally more militant and less sympathetic toward employers than female workers (Gramm, 1986). The likelihood of collective disputes is therefore likely to significantly decrease with the feminization of low-skilled jobs.

Beyond these three instruments, some of the control variables described above also may be valid instruments. More specifically, the intensity of union activity in

the employment sector and the level of bargaining activity are expected to affect the likelihood of Employment Tribunal claims more than that of disciplinary actions. As potential major determinants of collective disputes, these variables therefore can serve as valid instruments in collective dispute equations to estimate the likelihood of written warnings. Conversely, while older workers (or those with more seniority) are less likely to use indiscipline or be subject to disciplinary actions, they generally are more involved in collective industrial actions. Since the age composition of the workforce was found to have a non-significant effect on Employment Tribunal claims (*e.g.* Knight & Latreille, 2000), the proportion of the workforce aged $50 - 54$ therefore may serve as a valid instrument in collective dispute equations to estimate the likelihood of such claims.

The relevance of the recursive bivariate probit model is predicated by the validity of the instrumental variables included in the collective dispute equations. There is, to our knowledge, no formal test for instrument validity in a recursive bivariate probit model. According to Jenkins *et al.* (2006: 713), 'a sufficient condition for identification is rejection of the null hypothesis that the relevant coefficient is equal to 0 in the case where instruments were included in an equation and non-rejection of the null hypothesis in the equation from which the instruments were assumed to be excluded'. Thus, following Jenkins *et al.* (2006), to test the validity of instrument inclusion in each collective dispute equation, we use a Wald test on the appropriate coefficients using model estimates that we report below. With regard to the validity of instrument exclusion, we estimate a separate model in which the predictors are supplemented by the instruments that we hypothesized were excluded from each individual dispute equation and then use Wald tests on the appropriate coefficients. Results from these Wald tests are provided in the following section.

1.5 Results

We estimate the effect of strikes and non-strike collective disputes on the probability of Employment Tribunal claims on the one hand, and on the probability of written warnings on the other. The coefficient estimates for the Employment Tribunal claim

regressions and for the disciplinary action regressions are presented in Table 1.5 and Table 1.6, respectively. We present the results from both the univariate Probit models and the recursive bivariate Probit models to observe the potential biases caused by unobserved heterogeneity in our estimates. The marginal effects are preferred to the coefficients in assessing the impact of our explanatory variables because the latter can be misleading in such probability models. These marginal effects usually are calculated at the sample means of the variables, *i.e.* for a representative individual in the sample. However, this method of calculation is not relevant in the case of the workplace, where the concept of representative individual does not make much theoretical sense. Instead, we calculate marginal effects for each observation (*i.e.* workplace) and present the average of these for the weighted sample. All of these marginal effects for the Employment Tribunal claim regressions and the disciplinary action regressions are reported in Table 1.7. We present our results in three steps: first, we focus on the effect of collective disputes on Employment Tribunal claims, and compare the results of strikes with other collective disputes. We then look at the effect of these collective disputes on disciplinary action. Finally, we highlight our results in relation to existing empirical evidence regarding key determinants of individual disputes.

1.5.1 Collective disputes and Employment Tribunal claims

Wald tests of instrument validity indicate that the recursive bivariate models are identified, in both cases considered, *i.e.* estimating the effect of strikes and that of non-strike collective disputes on the probability of Employment Tribunal claims (see Table 1.4). The null hypothesis that the relevant coefficient is equal to 0 is rejected at conventional levels for each instrument included either in the strike equation or in the non-strike dispute equation. In addition, from estimates of augmented versions of these models, we could reject the inclusion of each instrument, as well as their joint inclusion, in the Employment Tribunal claim equation. After testing for instrument validity, we find that the recursive bivariate model is preferred over the univariate model in correctly estimating both the effect of strikes and that of other collective disputes on the probability of Employment Tribunal claims. In both bivariate regressions, we obtain an estimate of ρ which is significantly different from 0.

Table 1.4: Tests for instrument validity

	Y_1 = ET claim		Y_2 = strike		Y_1 = ET claim		Y_2 = non-strike dispute	
Instruments used in ET claim regressions	$\chi^2(1)$	p	$\chi^2(1)$	p	$\chi^2(1)$	p	$\chi^2(1)$	p
Market share under 3 percent	0.01	0.9083	12.26	0.0005	-	-	-	-
Strong representativeness of unions	0.63	0.4273	5.04	0.0247	-	-	-	-
% 50-54 years	0.14	0.7097	21.04	0.0000	0.49	0.4832	5.50	0.0191
Wald test for joint inclusion	0.71	0.8701	38.93	0.0000	0.49	0.4832	5.50	0.0191
	Y_1 = written warning		Y_2 = strike		Y_1 = written warning		Y_2 = non-strike dispute	
Instruments used in written warning regressions	$\chi^2(1)$	p	$\chi^2(1)$	p	$\chi^2(1)$	p	$\chi^2(1)$	p
Number of topics discussed or negotiated	0.95	0.3292	21.46	0.0000	0.64	0.4236	19.47	0.0000
Intense union activity in the employment area	1.14	0.2864	6.31	0.0120	1.19	0.2760	7.28	0.0070
Market share under 3 percent	0.83	0.3627	14.97	0.0001	-	-	-	-
Strong representativeness of unions	1.34	0.2478	3.29	0.0698	-	-	-	-
Feminization of low-skilled jobs	-	-	-	-	0.71	0.3985	6.36	0.0117
Wald test for joint inclusion	3.94	0.4138	52.03	0.0000	2.46	0.4819	34.75	0.0000

NOTES: Reported in this table are Wald tests of the null hypothesis that instrument coefficients are equal to 0. For instrument inclusion validity in collective dispute equations – strike and non-strike disputes – Wald tests have been conducted on relevant coefficients from models reported in this paper. For instrument exclusion validity from individual dispute equations – ET claim and written warning – Wald test have been conducted on coefficients from augmented models (not reported in this paper), where instruments were included in individual dispute equations.

As the null hypothesis that $\rho = 0$ may be rejected at conventional levels, we can claim that the error terms from both equations are significantly correlated, causing a bias in the univariate model estimates. In both regressions, with alternately strikes and non-strike collective disputes, the estimate of ρ takes a positive value. This implies that unobserved characteristics exert same-sign effects on the likelihood of Employment Tribunal claims and on that of collective disputes. In other terms, unobserved factors that increase significantly the likelihood of collectives disputes also increase significantly the likelihood of Employment Tribunal claims, and vice versa.

While strike occurrence has no significant effect in the univariate specification, it is found to have a significant and negative effect when the endogeneity bias due to unobserved heterogeneity is corrected. Specifically, we find that the occurrence of a strike reduces significantly the likelihood of Employment Tribunal claims, with a marginal effect of -34 percentage points. Interestingly, non-strike collective disputes are found to have a similar effect on the likelihood of Employment Tribunal claims in the bivariate specification. The occurrence of non-strike collective disputes reduces by 34.5 percentage points the probability that one or more employee files an application to an Employment Tribunal.

Such an inverse relationship tends to support the view that collective disputes and Employment Tribunal claims are substitutes in French workplaces. In fact, this relationship is consistent with that obtained by Sapsford & Turnbull (1996) between absenteeism and strikes in the British dock industry, using a similar econometric method. Our results indicate that there is a trade-off in the workplace between the collective dispute and applications to Employment Tribunals. When the industrial conflict is expressed using the collective dispute, employees have less incentive to file an application to Employment Tribunals. This supports the view that collective disputes and Employment Tribunal claims are expressions of the same industrial conflict, and that the latter is diverted or redirected between these two expressions depending largely on whether collective disputes have the capacity to emerge. Thus, when the collective dispute is possible or available, the alternative overt expression of conflict at the individual level is reduced.

Table 1.5: Regression Results on Employment Tribunal (ET) claims: Coefficient Estimates

	Probit	Recursive bivariate Probit		Probit	Recursive bivariate Probit	
	ET	*ET*	*Strikes*	*ET*	*ET*	*Non-strike disputes*
Strike(s)	-0.0537 (0.113)	-1.233*** (0.247)	–	–	–	–
Non-strike collective dispute(s)	–	–	–	0.121 (0.109)	-1.209*** (0.279)	–
Union delegate(s)	0.253*** (0.0859)	0.399*** (0.0873)	0.801*** (0.135)	0.232*** (0.0856)	0.388*** (0.0868)	0.686*** (0.114)
Workplace size (ref: 50-199 employees)						
Under 50 employees	-0.263*** (0.0818)	-0.267*** (0.0807)	-0.232* (0.131)	-0.261*** (0.0819)	-0.248*** (0.0796)	-0.0636 (0.112)
200 - 999 employees	0.729*** (0.0986)	0.803*** (0.0968)	0.352*** (0.108)	0.715*** (0.0972)	0.683*** (0.0975)	0.175* (0.104)
Over 999 employees	0.730*** (0.234)	0.989*** (0.222)	0.580*** (0.189)	0.715*** (0.231)	0.647*** (0.221)	-0.113 (0.169)
Workplace age (ref: Under 9 years)						
9 - 19 years	0.233* (0.122)	0.191 (0.120)	-0.180 (0.183)	0.239* (0.122)	0.163 (0.122)	-0.262 (0.174)
Over 19 years	-0.0551 (0.111)	-0.0594 (0.108)	-0.196 (0.162)	-0.0593 (0.111)	-0.00953 (0.109)	0.0870 (0.153)
Sector (ref: Manufacturing)						
Commerce	0.0836 (0.111)	-0.0109 (0.112)	-0.428*** (0.156)	0.0940 (0.111)	0.0140 (0.108)	-0.190 (0.143)
Service sector	0.0992 (0.110)	0.0121 (0.109)	-0.460*** (0.146)	0.105 (0.110)	0.0592 (0.105)	-0.108 (0.129)
Food and Agribusiness	-0.630*** (0.193)	-0.751*** (0.194)	-0.886*** (0.225)	-0.621*** (0.194)	-0.594*** (0.173)	-0.183 (0.221)
Transport	0.208 (0.170)	0.236 (0.160)	0.257 (0.185)	0.218 (0.170)	0.0634 (0.174)	-0.555*** (0.212)
Construction	-0.364** (0.145)	-0.458*** (0.145)	-0.665** (0.311)	-0.354** (0.145)	-0.406*** (0.141)	-0.356** (0.174)
Non-market services	-0.131 (0.142)	-0.157 (0.138)	-0.195 (0.184)	-0.129 (0.142)	-0.124 (0.137)	-0.0501 (0.163)
Workforce composition						
No fixed-term contracts	-0.166** (0.0769)	-0.150** (0.0748)	-0.0724 (0.105)	-0.164** (0.0770)	-0.177** (0.0738)	-0.120 (0.0975)
Temporary workers	0.130 (0.0806)	0.136* (0.0787)	0.104 (0.107)	0.126 (0.0807)	0.149* (0.0770)	0.133 (0.0967)
Relative lower profitability	0.0903	0.161	0.336***	0.0897	0.0485	-0.202*

(continued on next page)

Table 1.5 – (continued)

	Probit	Recursive bivariate Probit		Probit	Recursive bivariate Probit	
	ET	*ET*	*Strikes*	*ET*	*ET*	*Non-strike disputes*
	(0.108)	(0.102)	(0.128)	(0.108)	(0.105)	(0.121)
Number of topics discussed or negotiated	-0.0351*** (0.0124)	-0.0221* (0.0126)	0.0784*** (0.0174)	-0.0367*** (0.0124)	-0.0201 (0.0131)	0.0613*** (0.0154)
Intense union activity in the employment area	0.135* (0.0795)	0.190** (0.0768)	0.235** (0.101)	0.127 (0.0792)	0.184** (0.0756)	0.241*** (0.0917)
Market share under 3 percent	–	–	-0.524*** (0.150)	–	–	–
Strong representativeness of unions	–	–	0.232** (0.103)	–	–	–
%50 – 54 years	–	–	0.0279*** (0.00609)	–	–	0.0141** (0.00602)
Constant	-0.107 (0.166)	-0.0868 (0.164)	-2.225*** (0.248)	-0.112 (0.166)	-0.0920 (0.159)	-1.993*** (0.229)
ρ	–	–	0.868*** (0.275)	–	–	0.947*** (0.333)
Observations	2,865	2,865	2,865	2,865	2,865	2,865

NOTES: Robust standard errors in parentheses. ***, **, and * indicate significance at 0.01, 0.05, and 0.10 level, respectively. Data are weighted using a sampling weight variable given in database. ET for Employment Tribunal claims

This finding contradicts the recent statements made by Dix *et al.* (2009: 187) on the substitution between collective disputes and Employment Tribunal claims in the UK. According to Dix *et al.* (2009), collective disputes and Employment Tribunal claims could not be substitutes as they do not express or 'voice' the same conflict due to the different actors and issues involved. While their findings essentially are descriptive and, as pointed out by Godard (2011: 290), not reinforced by further statistical analysis, there are elements that may be used to explain why the situation is different in France. The fact that Employment Tribunals are virtually the only formal 'voice' arrangement for individual employees in France may be why this result contradicts recent findings in the UK, where employee 'voice' arrangements are further developed. While UK employees individually can express their discontent by using the internal grievance procedure in the workplace or the conciliation service of ACAS, Employment Tribunals are the sole option available to employees in France. The number of 'voice'

arrangements being more limited in France, the range of issues addressed in Employment Tribunals is more extensive than in the UK. The difference in issues addressed in collective disputes and Employment Tribunal claims, outlined by Dix *et al.* (2009) in the UK, consequently is less sharp in the French context.

Our results provide further evidence that collective disputes and Employment Tribunal claims have rather similar determinants. This similarity is illustrated by the positive value estimated for ρ in our regressions, which suggests that unobserved factors significantly affect both collective disputes and Employment Tribunal claims in the same direction. Furthermore, unions also are found to determine Employment Tribunal claims simultaneously with their significant positive effect on collective disputes. Specifically, the presence of at least one union delegate increases by about 14 percentage points the probability that one or more employee files an application to an Employment Tribunal. This role of unions also is reflected by the significant positive effect of union activity in the employment area, with a marginal effect of about 7 percentage points on the likelihood of Employment Tribunal claims. This determining role of unions in Employment Tribunal claims contradicts most findings in the UK. In fact, existing studies find an absence of significant effect (Knight & Latreille, 2000) or a weak negative effect of union recognition and/or unionization (Antcliff & Saundry, 2009) on the probability of Employment Tribunal claims. Evidence from the UK instead shows that 'representative voice arrangements involving trade unions report much higher levels of collective disputes and grievances than those that do not' (Dix *et al.*, 2009: 198). The fact that in France unions are both actors in collective disputes and in Employment Tribunal claims contradicts the different actor argument presented by Dix *et al.* (2009) and thus provides additional support to the view that the two forms of disputes are substitutes. Furthermore, this positive effect of union delegates may reflect a 'strategic behavior on the part of unions' (Latreille *et al.*, 2007: 137). In fact, encouraging employees to pursue grievances through Employment Tribunals has been described as a way for unions to achieve what they fail to achieve through collective disputes (Shackleton, 2002: 47). Our results would suggest that, from the perspective of unions, Employment Tribunal claims are complementary to collective disputes.

1.5.2 Collective disputes and disciplinary action

As with previous regressions, we present in Table 1.4, the Wald tests for the validity of instruments used in the recursive bivariate Probit models on written warnings. The recursive bivariate probit models proves to have been well identified in both cases considered, *i.e.* estimating the effect of strikes and that of non-strike collective disputes on the probability of written warnings. Each instrument is found to significantly affect either the probability of strikes or the probability of non-strike collective disputes. In addition, from estimates of an augmented version of each model, we could reject the inclusion of each instrument, as well as their joint inclusion, from the written warning equation.

As in Employment Tribunal claim regressions, the estimate of ρ is significantly different from 0, supporting that the recursive bivariate probit model is preferred over the univariate probit to get unbiased estimates of the effect of both collective disputes on the likelihood of disciplinary action. But unlike previous regressions, ρ takes a negative value in the regression of written warnings. This implies that unobserved factors that increase significantly the likelihood of written warnings at the same time reduce significantly the likelihood of collective disputes. The inverse – unobserved factors that reduce significantly the likelihood of written warnings at the same time increase significantly the likelihood of collective disputes – also would hold true.

In correcting the bias due to unobserved heterogeneity, we find that both collective dispute variables, alternately for strikes and non-strike collective disputes, have a significant positive effect on the probability of written warnings. Strike occurrence is found to increase by nearly 25 percentage points the likelihood that employers use discipline, in the form of written warnings, to sanction one or more employees. The occurrence of non-strike collective disputes (without any strike during the same period) also has a significant, and even larger, positive effect on the likelihood of disciplinary action, with a marginal effect of 30.4 percentage points.

Table 1.6: Regression Results on Disciplinary Actions: Coefficient Estimates

	Probit	Recursive bivariate Probit		Probit	Recursive bivariate Probit	
	Written warning	*Written warning*	*Strikes*	*Written warning*	*Written warning*	*Non-strike disputes*
Strike(s)	-0.0150	0.852***	–	–	–	–
	(0.128)	(0.316)				
Non-strike collective dispute(s)	–	–	–	0.143	1.104***	–
				(0.119)	(0.339)	
Union delegate(s)	0.222**	0.0877	0.789***	0.201**	0.0441	0.618***
	(0.0928)	(0.107)	(0.135)	(0.0918)	(0.111)	(0.121)
Workplace size (50-199 employees)						
Under 50 employees	-0.465***	-0.432***	-0.152	-0.463***	-0.424***	-0.107
	(0.0859)	(0.0867)	(0.139)	(0.0863)	(0.0884)	(0.113)
200 - 999 employees	0.462***	0.308**	0.400***	0.455***	0.359***	0.175
	(0.112)	(0.129)	(0.110)	(0.109)	(0.116)	(0.106)
Over 999 employees	0.813***	0.518**	0.726***	0.809***	0.725***	-0.0258
	(0.198)	(0.220)	(0.181)	(0.195)	(0.198)	(0.178)
Workplace age (Under 9 years)						
9 - 19 years	-0.130	-0.102	-0.200	-0.124	-0.0729	-0.306*
	(0.135)	(0.134)	(0.184)	(0.135)	(0.134)	(0.168)
Over 19 years	-0.371***	-0.341***	-0.185	-0.374***	-0.380***	0.130
	(0.124)	(0.123)	(0.164)	(0.124)	(0.120)	(0.146)
Sector (Manufacturing)						
Commerce	0.0762	0.128	-0.448***	0.0837	0.122	-0.154
	(0.120)	(0.121)	(0.159)	(0.120)	(0.119)	(0.144)
Service sector	-0.295**	-0.235**	-0.390***	-0.293**	-0.259**	-0.0003
	(0.116)	(0.118)	(0.149)	(0.116)	(0.115)	(0.136)
Food and Agribusiness	-0.329	-0.205	-0.778***	-0.321	-0.266	-0.0765
	(0.230)	(0.231)	(0.216)	(0.229)	(0.218)	(0.215)
Transport	0.155	0.123	0.374*	0.167	0.252	-0.528**
	(0.188)	(0.182)	(0.195)	(0.188)	(0.189)	(0.242)
Construction	-0.140	-0.0541	-0.540*	-0.128	-0.0587	-0.308*
	(0.149)	(0.151)	(0.294)	(0.149)	(0.148)	(0.173)
Non-market services	-0.369**	-0.326**	-0.0978	-0.367**	-0.338**	0.0204
	(0.145)	(0.146)	(0.182)	(0.146)	(0.143)	(0.160)
Workforce composition						
No fixed-term contracts	-0.176**	-0.168**	-0.136	-0.173**	-0.138*	-0.136
	(0.0803)	(0.0790)	(0.108)	(0.0805)	(0.0808)	(0.0961)
Temporary workers	0.110	0.0860	0.175	0.105	0.0649	0.146
	(0.0858)	(0.0857)	(0.110)	(0.0857)	(0.0853)	(0.101)
Accurate description of tasks	0.212**	0.200**	0.0538	0.211**	0.203**	-0.0265
	(0.0828)	(0.0820)	(0.106)	(0.0828)	(0.0804)	(0.0922)

(continued on next page)

Table 1.6 – (continued)

	Probit	Recursive bivariate Probit		Probit	Recursive bivariate Probit	
	Written warning	*Written warning*	*Strikes*	*Written warning*	*Written warning*	*Non-strike disputes*
%50 – 54 years	-0.022***	-0.024***	0.026***	-0.022***	-0.023***	0.013**
	(0.00530)	(0.00529)	(0.00629)	(0.00532)	(0.00522)	(0.00626)
Relative lower profitability	0.348***	0.281**	0.360***	0.351***	0.355***	-0.162
	(0.118)	(0.120)	(0.133)	(0.118)	(0.116)	(0.122)
Number of topics discussed or negotiated	–	–	0.075***	–	–	0.063***
			(0.0162)			(0.0143)
Intense union activity in the employment area	–	–	0.251**	–	–	0.243***
			(0.0998)			(0.0899)
Market share under 3 percent	–	–	-0.586***	–	–	–
			(0.151)			
Strong representativeness of unions	–	–	0.197*	–	–	–
			(0.109)			
Feminization of low-skilled jobs	–	–	–	–	–	-0.029**
						(0.0117)
Constant	0.948***	0.878***	-2.300***	0.938***	0.830***	-1.916***
	(0.183)	(0.187)	(0.262)	(0.184)	(0.188)	(0.234)
ρ	–	–	-0.575***	–	–	-0.630**
			(0.219)			(0.284)
Observations	2,865	2,865	2,865	2,865	2,865	2,865

Notes: Robust standard errors in parentheses. ***, **, and * indicate significance at 0.01, 0.05, and 0.10 level, respectively. Data are weighted using a sampling weight variable given in database.

The collective dispute has an impact on disciplinary action, which is opposed to that exercised on Employment Tribunal claims. While we find that the collective dispute, whatever its form, is inversely related to the individual expression of conflict through applications to Employment Tribunals, it is positively related to disciplinary action. One implication of this result is that the collective dispute cannot be presented as a substitute for disciplinary action. More specifically, the expressions of employee discontent that may lead to disciplinary action do not seem to be substitutes for collective disputes. This result reflects that these individual expressions of employee discontent do not all concern the same conflict and therefore are not related in the same way to the collective dispute. In fact, employee expressions of conflict leading potentially to disciplinary action are described alternately as 'covert' expressions of conflict – includ-

ing absenteeism, tardiness or negligence – or '(temporary) exit' options for dissatisfied employees. Such individual expressions were highlighted as substitute expressions for collective disputes, particularly the strike, in early studies (*e.g.* Knowles, 1952; Sapsford & Turnbull, 1994). With the recent development of formal arrangements for the individual 'voice' of employees – such as grievance procedures and Employment Tribunal claims – in most industrialized countries, such 'covert' expressions of conflict on the part of employees are less likely to be substitute expressions of conflict for collective disputes. In France, employees who are prone to participate in collective disputes are more likely to 'voice' their discontent through Employment Tribunals than opt for 'exit' or 'temporary exit' options. The occurrence of a collective dispute thus does not reduce covert expressions of conflict that increase the probability of disciplinary action by the employer. Our results seem to further reinforce this analysis in terms of 'exit - voice', as adopted by Hebdon & Stern (1998), given the negative value of ρ estimated in our bivariate probit regressions. There are unobserved factors that affect significantly and in an opposite direction the probability of collective disputes and the probability of disciplinary action, in line with unobservable worker characteristics affecting in opposite directions their probability to 'exit' and their probability to 'voice' – such as job satisfaction and investment in the job (see Farrell & Rusbult, 1992).

As outlined earlier, disciplinary action remains a decision taken by employers and may vary among workplaces for similar levels of underlying conflict. Thus the results obtained for disciplinary action need to be discussed with regard to separate theoretical arguments presented in the literature. As mentioned above, the collective dispute has been presented widely as a part of the 'collective voice' function of unions, assumed to reduce the use of disciplinary action (*e.g.* Edwards, 1995). Our results show that the effect of collective disputes on disciplinary action is closely linked to that of union delegates. Without controlling for unobserved heterogeneity, in simple probit regressions, union delegates are found to affect significantly and positively the likelihood of written warnings while collective disputes, alternately with and without strike, report no significant effect on this disciplinary outcome. When unobserved heterogeneity is controlled, union delegates no longer have a significant effect while collective disputes take the significant positive effect described above. The effect of union delegates seems

to be absorbed by that of collective disputes. Thus in France, the 'voice' function of collective disputes, and more broadly of unions, is challenged by our results. According to this view, collective disputes in addition to union delegates would reduce 'exit' expressions of conflict and consequently the need for the employer to use disciplinary action, as evidenced by most UK studies with regard to the effect of unionization (Antcliff & Saundry, 2009; Knight & Latreille, 2000) and collective action (Edwards, 1995). As explained in the beginning of the paper, in contrast with the UK and other Anglo-Saxon countries, in France the presence of union delegates does not depend on the number of union members in the workplace, which potentially reduces their ability to affect the behavior of employees in the workplace and thus their 'voice' function. Moreover, it is acknowledged that French employers traditionally have been, and still remain, rather hostile to unions (Jefferys, 2008: 31). This may explain why employers have a higher probability to use disciplinary action when collective disputes occur, as a reaction to an unsuitable operation of industrial relations.

1.5.3 Other structural determinants of individual disputes

Apart from the effects of collective disputes and union presence, our results are fairly consistent with existing findings regarding the other structural determinants of these individual disputes. Both Employment Tribunal claims and disciplinary action are strongly and positively associated with workplace size. Knight & Latreille (2000) and Antcliff & Saundry (2009) also indicate such a positive association between workplace size and disciplinary action. There is less consensus regarding the role of workplace size with regard to Employment Tribunal claims. While Antcliff & Saundry (2009: 114) report a positive effect of workplace size, Hayward *et al.* (2004) find that small workplaces are more likely to have Employment Tribunal claims due to the absence of formal procedures. More informal and personal relationships in smaller workplaces are likely to render disciplinary action and applications to Employment Tribunals less likely for dealing with individual problems (Antcliff & Saundry, 2009: 114). In addition to workplace size, workplace age is found to reduce the likelihood of written warnings, but does not have significant effect on the probability of Employment Tribunal claims.

Table 1.7: Estimated marginal effects for univariate and recursive bivariate Probit models

	Employment Tribunal (ET) claims				**Disciplinary actions**			
	Strike(s)		*Non-strike dispute(s)*		*Strike(s)*		*Non-strike dispute(s)*	
	Univariate Probit	bivariate Probit	Univariate Probit	bivariate Probit	Univariate Probit	bivariate Probit	Univariate Probit	bivariate Probit
Strike(s)	-0.019	-0.340***	–	–	-0.005	0.249***	–	–
	(0.113)	(0.247)			(0.128)	(0.316)		
Non-strike collective dispute(s)	–	–	0.044	-0.345***	–	–	0.047	0.304***
			(0.109)	(0.279)			(0.119)	(0.339)
Union delegate(s)	0.092***	0.138***	0.084***	0.137***	0.075**	0.036	0.067**	0.023
	(0.0859)	(0.0873)	(0.0856)	(0.0868)	(0.0928)	(0.107)	(0.0918)	(0.111)
Workplace size (ref: 50-199 employees)								
Under 50 employees	-0.096***	-0.095***	-0.095***	-0.093***	-0.159***	-0.154***	-0.158***	-0.153***
	(0.0818)	(0.0807)	(0.0819)	(0.0796)	(0.0859)	(0.0867)	(0.0863)	(0.0884)
200 - 999 employees	0.268***	0.287***	0.263***	0.253***	0.146***	0.107**	0.144***	0.124***
	(0.0986)	(0.0968)	(0.0972)	(0.0975)	(0.112)	(0.129)	(0.109)	(0.116)
Over 999 employees	0.261***	0.329***	0.256***	0.234***	0.227***	0.168**	0.226***	0.222***
	(0.234)	(0.222)	(0.231)	(0.221)	(0.198)	(0.220)	(0.195)	(0.198)
Workplace age (ref: Under 9 years)								
9 - 19 years	0.084*	0.072	0.086*	0.065	-0.044	-0.037	-0.042	-0.029
	(0.122)	(0.120)	(0.122)	(0.122)	(0.135)	(0.134)	(0.135)	(0.134)
Over 19 years	-0.020	-0.018	-0.021	-0.005	-0.124***	-0.120***	-0.125***	-0.133***
	(0.111)	(0.108)	(0.111)	(0.109)	(0.124)	(0.123)	(0.124)	(0.120)
Sector (ref: Manufacturing)								
Commerce	0.030	-0.002	0.034	0.008	0.026	0.041	0.028	0.041
	(0.111)	(0.112)	(0.111)	(0.108)	(0.120)	(0.121)	(0.120)	(0.119)
Service sector	0.036	0.011	0.038	0.024	-0.101**	-0.086**	-0.100**	-0.092**
	(0.110)	(0.109)	(0.110)	(0.105)	(0.116)	(0.118)	(0.116)	(0.115)
Food and Agribusiness	-0.203***	-0.232***	-0.200***	-0.202***	-0.114	-0.078	-0.111	-0.096
	(0.193)	(0.194)	(0.194)	(0.173)	(0.230)	(0.231)	(0.229)	(0.218)

(continued on next page)

Table 1.7 – (continued)

	Employment Tribunal (ET) claims				Disciplinary actions			
	Strike(s)		*Non-strike dispute(s)*		*Strike(s)*		*Non-strike dispute(s)*	
	Univariate Probit	bivariate Probit	Univariate Probit	bivariate Probit	Univariate Probit	bivariate Probit	Univariate Probit	bivariate Probit
Transport	0.075	0.082	0.078	0.030	0.051	0.045	0.055	0.082
	(0.170)	(0.160)	(0.170)	(0.174)	(0.188)	(0.182)	(0.188)	(0.189)
Construction	-0.125**	-0.150***	-0.122**	-0.140***	-0.048	-0.023	-0.044	-0.024
	(0.145)	(0.145)	(0.145)	(0.141)	(0.149)	(0.151)	(0.149)	(0.148)
Non-market services	-0.046	-0.053	-0.046	-0.045	-0.128**	-0.118**	-0.128**	-0.122**
	(0.142)	(0.138)	(0.142)	(0.137)	(0.145)	(0.146)	(0.146)	(0.143)
Workforce composition								
No fixed-term contracts	-0.059**	-0.053**	-0.059**	-0.064**	-0.060**	-0.060**	-0.059**	-0.051*
	(0.0769)	(0.0748)	(0.0770)	(0.0738)	(0.0803)	(0.0790)	(0.0805)	(0.0808)
Temporary workers	0.047	0.048*	0.045	0.053*	0.037	0.031	0.035	0.025
	(0.0806)	(0.0787)	(0.0807)	(0.0770)	(0.0858)	(0.0857)	(0.0857)	(0.0853)
Accurate description of tasks	–	–	–	–	0.072**	0.071**	0.072**	0.072**
					(0.0828)	(0.0820)	(0.0828)	(0.0804)
%50 – 54 years	–	–	–	–	-0.007***	-0.008***	-0.008***	-0.008***
					(0.00530)	(0.00529)	(0.00532)	(0.00522)
Relative lower profitability	0.032	0.053	0.032	0.021	0.112***	0.098**	0.113***	0.120***
	(0.108)	(0.102)	(0.108)	(0.105)	(0.118)	(0.120)	(0.118)	(0.116)
Number of topics discussed	-0.013***	-0.005*	-0.013***	-0.006	–	–	–	–
or negotiated	(0.0124)	(0.0126)	(0.0124)	(0.0131)				
Intense union activity	0.049*	0.066**	0.046	0.064**	–	–	–	–
in the employment area	(0.0795)	(0.0768)	(0.0792)	(0.0756)				
Observations	2,865	2,865	2,865	2,865	2,865	2,865	2,865	2,865

NOTES: Robust standard errors in parentheses. ***, **, and * indicate significance at 0.01, 0.05, and 0.10 level, respectively. Data are weighted using a sampling weight variable given in database. The marginal effects were calculated at each observation; the sample averages are displayed in this table. In the recursive bivariate Probit, net marginal effects were obtained using the appropriate formulas given by Greene (1998), and Baslevent & El-hamidi (2009).

Our results also indicate that workforce characteristics play a key role especially with regard to disciplinary action. In accordance with the findings of Knight & Latreille (2000), our results suggest that the proportion of permanent workers is negatively related to the probability of Employment Tribunal claims, given the negative effect associated with the absence of fixed-term contracts and the positive effect of temporary workers. Workplaces with a higher proportion of older workers (aged between 50 and 54) are less likely to use disciplinary action, in accordance with previous results (Knight & Latreille, 2000; Antcliff & Saundry, 2009). Conversely, the probability of disciplinary action is higher when workers are engaged in accurately described tasks, which also is consistent with these previous results. These last two workforce characteristics were removed from regressions on Employment Tribunal claims due to their virtually zero effect.

In addition to these workplace and workforce characteristics, our results highlight some significant differences between sectors in the use of each individual dispute, as well as in the emergence of collective disputes, as already stated in previous French studies (*e.g.* Béroud *et al.*, 2008). The significance of sectoral dummies supports their inclusion in our regressions but also suggests that the relationship between collective disputes and each individual dispute might significantly diverge between sectors.

1.6 Conclusion

Using a large workplace data set for France, we investigated whether collective disputes are substitutes for the two recognized forms of individual disputes in French workplaces, *i.e.* Employment Tribunal claims and disciplinary action. Most empirical studies and other recent research on this issue have been conducted in the UK, where industrial relations are quite different from those in France.

The results of our empirical analysis indicate that the occurrence of collective disputes, including both strikes and non-strike disputes, significantly and strongly reduce the likelihood of Employment Tribunal claims in French workplaces. In contrast, collective disputes are found to increase significantly the likelihood of disciplinary action in the form of written warnings. These results are somewhat mixed compared to the

bulk of existing evidence in the literature. They suggest that collective disputes and Employment Tribunal claims are substitute expressions of conflict in French workplaces, in accordance with the concept of 'diversion' or 'trade-off' in industrial conflict between employee collective and individual expressions of conflict widely supported in the early literature (*e.g.* Knowles, 1952; Sapsford & Turnbull, 1994, 1996). Conflicting results for disciplinary action indicate that, in the French context, there is a substitution only between collective disputes and 'overt' employee expressions of conflict, both described as 'voice' options in a section of the literature related to the 'exit - voice' framework (*e.g.* Hebdon & Stern, 1998).

Our results provide further evidence that is inconsistent with the findings of recent studies in the UK with regard to Employment Tribunal claims and disciplinary action. The substitution relationship observed between collective disputes and Employment Tribunal claims in France contrasts with that found recently by Dix *et al.* (2009) in the UK and reveals strong differences between the two countries in the way the employee 'voice' is exercised. Additionally, the significant positive effect on disciplinary action, coupled with no distinct significant effect of union delegates, also questions their 'collective voice' function (*e.g.* Edwards, 1995) or 'cathartic' aspect (*e.g.* Godard, 1992; Drinkwater & Ingram, 2005) in French workplaces.

This paper provides a rather simple empirical analysis of the articulation between collective and individual disputes in French workplaces and suggests some directions for future research. The analysis of the mere presence of each dispute tends to ignore some differences in the extent of disputes between workplaces. It therefore would be relevant to investigate more thoroughly the actual substitution between collective disputes and individual disputes, considering the number of each dispute and their precise occurrence over time. In addition, our results indicate significant differences between sectors in the probability of each individual form of dispute, as well as that of each collective form of dispute. The average results we observe for all French workplaces thus should be explored at a less aggregated level, *i.e.* the sector. Some divergent results might be expected between sectors on the substitution issue between collective and individual disputes, as previously suggested by Sapsford & Turnbull (1994: 263), that would be interesting to compare.

1.7 Appendix: Marginal effect calculations

In this chapter, the general form of the econometric model is expressed as:

$$\begin{cases} y_1 = 1\,(\,\alpha\, y_2 + X_1'\,\beta + u_1 > 0\,) \\ y_2 = 1\,(\,X_2'\,\theta + Z'\gamma + u_2 > 0\,) \\ \\ \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} \sim \mathcal{N}\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}\right) \end{cases} \tag{1.4}$$

We add that, despite the endogeneity issue, the terms that enter the likelihood function for the recursive bivariate Probit model are the same as those for the usual bivariate Probit model (Maddala 1983). Therefore, the probabilities for this model are given by:

$$\begin{aligned} \Pr\left(y_1 = 1, y_2 = 1\right) &= \Phi_2\left(\beta' X_1 + \alpha, \theta' X_2, \rho\right) \\ \Pr\left(y_1 = 0, y_2 = 1\right) &= \Phi_2\left(-\beta' X_1 - \alpha, \theta' X_2, -\rho\right) \\ \Pr\left(y_1 = 1, y_2 = 0\right) &= \Phi_2\left(\beta' X_1, -\theta' X_2, -\rho\right) \\ \Pr\left(y_1 = 0, y_2 = 0\right) &= \Phi_2\left(-\beta' X_1, -\theta' X_2, \rho\right) \end{aligned} \tag{1.5}$$

where Φ_2 denotes the bivariate normal cumulative distribution function.

In this chapter, marginal effect calculations are based on the definitions and formulas given by Greene (1998) for the recursive bivariate Probit model, and on formulas given by Baslevent and El-hamidi (2009) for the special case of $\rho \neq 0$. Thus, in the case of a continuous variable, z, included in X_1 and/or X_2, the marginal effect calculation will take the following form:

$$\frac{\partial E\left[y_1|X_1,X_2,y_2\right]}{\partial z}$$

$$= \frac{\partial \Phi_2\left(\beta' X_1+\alpha,\theta' X_2,\rho\right)}{\partial z}+\frac{\partial \Phi_2\left(\beta' X_1,-\theta' X_2,-\rho\right)}{\partial z}$$

$$= \left[\phi\left(\beta' X_1+\alpha\right)\Phi\frac{\theta' X_2-\rho\left(\beta' X_1+\alpha\right)}{\sqrt{1-\rho^2}}+\phi\left(\beta' X_1\right)\Phi\frac{-\theta' X_2-(-\rho)(\beta' X_1)}{\sqrt{1-\rho^2}}\right]\cdot\beta_z \tag{1.6}$$

$$+\left[\phi(\theta' X_2)\Phi\frac{(\beta' X_1+\alpha)-\rho(\theta' X_2)}{\sqrt{1-\rho^2}}-\phi(-\theta' X_2)\Phi\frac{\beta' X_1-(-\rho)(-\theta' X_2)}{\sqrt{1-\rho^2}}\right]\cdot\theta_z$$

where the first and the second components of the equation respectively represent the direct and indirect effects of z on y_1. Φ and ϕ respectively denote the univariate normal cumulative distribution and density functions.

The total marginal effect of a binary explanatory variable, included in X_1 and/or X_2, requires the following calculations:

$$E\left[y_1|X_1,X_2,y_2,q=1\right]-E\left[y_1|X_1,X_2,y_2,q=0\right]$$

$$=\left[\Phi_2(\beta' X_1+\alpha,\theta' X_2,\rho)+\Phi_2(\beta' X_1,-\theta' X_2,-\rho)\right]|q=1 \tag{1.7}$$

$$-\left[\Phi_2(\beta' X_1+\alpha,\theta' X_2,\rho)+\Phi_2(\beta' X_1,-\theta' X_2,-\rho)\right]|q=0$$

Finally, the marginal effect calculation for the endogenous variable, y_2, remains the same whatever the value taken by ρ:

$$E\left[y_1|X_1,X_2,y_2=1\right]-E\left[y_1|X_1,X_2,y_2=0\right]=\Phi(\beta' X_1+\alpha)-\Phi(\beta' X_1) \tag{1.8}$$

Chapitre 2

L'effet des grèves sur la productivité du travail, en France

2.1 Introduction

La qualité des relations industrielles (ou relations professionnelles, en France) entre salariés et employeur est reconnue, dans la littérature, comme un déterminant majeur de la performance économique des entreprises (*e.g.* Kleiner *et al.*, 2002; Krueger & Mas, 2004; Mas, 2008). L'omission de facteurs liés à l'état des relations professionnelles est notamment présentée comme la source potentielle de problèmes de spécification dans l'analyse des mesures de la performance économique des entreprises, telle que la productivité du travail (Kleiner *et al.*, 2002: 215-216). Plusieurs auteurs ont considéré l'activité de grève comme un indicateur pertinent du climat ou de la qualité des relations industrielles (*e.g.* Kleiner *et al.*, 2002; Flaherty, 1987). L'intérêt dominant pour cette expression collective de conflit, dans la littérature, s'est pendant longtemps justifié par sa plus grande visibilité et sa mesure consécutivement plus aisée par la statistique publique, face à des expressions individuelles de conflit plus difficilement mesurables telles que l'absentéisme, l'indiscipline et les griefs des salariés (*e.g.* Katz *et al.*, 1983; Norsworthy & Zabala, 1985; Ichniowski, 1986; Kleiner *et al.*, 1995). Le déclin des grèves et autres actions collectives, dans la plupart des pays industrialisés, a entraîné une diminution de intérêt pour ces expressions ouvertes de conflit, dans la littérature.

Peu de travaux empiriques se sont intéressés à l'activité de grève en France et aucun, à notre connaissance, à son effet sur la productivité des entreprises. Pourtant, le niveau élevé voire croissant des grèves en France, contrairement à la plupart des pays industrialisés, incite à s'intéresser à leur effet sur la productivité des entreprises françaises. L'évaluation des conflits du travail ne s'est développée que très récemment en France, à la différence des principaux pays anglo-saxons étudiés dans la littérature – *e.g.* Etats-Unis, Royaume-Uni – où les données d'entreprises sont historiquement plus répandues dans ce domaine. Les enquêtes d'entreprises, récemment mises en oeuvre en France, consacrées en partie à l'organisation des relations professionnelles, offrent désormais des possibilités d'analyse comparables.

La nature de l'effet des grèves sur la productivité des entreprises a suscité des oppositions théoriques dans la littérature anglo-saxonne et donné lieu à des résultats empiriques contrastés. Comme reflet du mécontentement des salariés et de leur faible coopération dans l'entreprise, l'incidence de grèves a été associée par plusieurs auteurs à des effets indirects négatifs sur la productivité des entreprises (*e.g.* Flaherty, 1987). D'autres auteurs ont, à l'inverse, souligné le rôle positif des grèves en termes de productivité, par l'apport d'un mécanisme d'expression collective aux salariés, participant à l'amélioration de la satisfaction au travail et de la coopération des salariés dans l'entreprise (*e.g.* Knight, 1989; Godard, 1992; Drinkwater & Ingram, 2005). Ces visions théoriques divergentes ont en commun d'accorder une place centrale à la satisfaction au travail des salariés quant à la nature de l'effet des grèves sur la productivité. Souvent supposé dans les études empiriques existantes, ce rôle de la satisfaction au travail des salariés a néanmoins peu été évalué empiriquement.

L'objectif de cet article est d'estimer l'effet de la fréquence des grèves sur la productivité du travail, dans le cadre peu étudié des entreprises françaises, et d'évaluer dans quelle mesure cet effet est dépendant de la satisfaction au travail des salariés dans l'entreprise. Nous utilisons pour cela une base de données unique d'entreprises françaises, issue de l'appariement des données des Enquêtes Annuelles d'Entreprises (EAE, Insee) et de l'enquête REPONSE 2002-2004 (Dares), nous permettant de lier la fréquence des grèves à une mesure objective de la productivité du travail. L'enquête REPONSE présente, de plus, l'intérêt de pouvoir évaluer indirectement le niveau de

satisfaction au travail des salariés, grâce à une mesure du niveau d'absentéisme dans l'entreprise. Compte tenu de l'endogénéité supposée des variables de fréquences de grèves avec la productivité du travail (*e.g.* Flaherty, 1987), ainsi qu'avec l'absentéisme, nous adoptons une approche par fonction de contrôle (*e.g.* Vella, 1993; Reilly, 1996) afin de contrôler la présence de tels biais statistiques dans nos estimations.

Le reste de l'article s'articule comme suit : nous discutons les différents effets théoriques des grèves sur la productivité du travail, à partir de la littérature existante, et présentons les caractéristiques et tendances de l'activité de grève en France dans la section 2.2. Les données et variables sont présentées dans la section 2.3 puis l'approche économétrique retenue est décrite dans la section 2.4. Les résultats de notre analyse empirique sont présentés et discutés dans la section 2.5 et la section 2.6 conclue.

2.2 Contexte

2.2.1 Fondements théoriques

La grève est la forme de conflit du travail qui a suscité le plus de travaux dans la littérature économique. Relativement à la littérature très étendue sur les déterminants de la grève, l'étude de ses effets sur la productivité a donné lieu à peu de travaux empiriques. La nature de l'effet des grèves sur la productivité des firmes est au centre d'un débat théorique, comparable à celui observé dans la littérature sur les effets microéconomiques des syndicats. Les auteurs s'accordent généralement sur l'existence d'effets directs négatifs de la grève, tels que présentés dans les premières études empiriques consacrées à cette question (*e.g.* Flaherty, 1987; McHugh, 1991). La grève a un effet direct négatif, essentiellement de court terme, sur la productivité des firmes, car source de perturbations dans le processus de production (*e.g.* Flaherty, 1987; Naples, 1988; McHugh, 1991; Dickerson & Geroski, 1997). Ces perturbations peuvent prendre la forme, durant la grève, de 'tensions techniques et sociales' ou de 'goulots d'étranglement' (Flaherty, 1987: 588) notamment lorsque seule une partie des salariés est concernée par la grève. En outre, en cherchant à accumuler des stocks, avant ou après la grève, la firme peut également faire face à des contraintes de capacité venant altérer sa productivité. De plus, la productivité de la firme peut être réduite si les salariés

obtiennent, à travers la grève, une limitation des initiatives de la direction ou la mise en place de règles de travail restrictives.

Un tel effet négatif de la grève peut néanmoins être atténué par l'existence de mécanismes, initiés par les firmes en réponse à la grève. Les firmes peuvent notamment, durant la grève, maintenir un niveau constant voire croissant de productivité en remplaçant au moins partiellement les salariés grévistes (Flaherty, 1987: 588). De telles pratiques se révèlent, cependant, être assez rares dans le cas de grèves de grande ampleur et sont, en outre, illégales dans le contexte français. La productivité du travail peut également être améliorée en présence de grèves si les firmes parviennent, à travers l'accumulation des stocks, à amener la production à son taux d'utilisation des capacités le plus efficient (Flaherty, 1987: 588). Ces mécanismes de réaction des firmes face à l'activité de grève pourraient ainsi expliquer l'effet faiblement négatif voire neutre des grèves sur la productivité, tel qu'il est estimé dans plusieurs travaux empiriques existants (McHugh, 1991: 722).

Au-delà des effets directs de l'activité de grève, la littérature anglo-saxonne présente des visions théoriques divergentes quant à la nature des effets indirects de la grève sur la productivité des entreprises. Dans la vision dominante, notamment adoptée par les premières études empiriques, l'activité de grève est considérée comme un indicateur pertinent de la qualité ou du climat des relations de travail (Bemmels, 1987: 247 ; Dickerson & Geroski, 1997: 120 ; Knight, 1989: 368). Les auteurs précisent ainsi que l'activité de grève, et notamment la fréquence des grèves (voir Flaherty, 1987; Knight, 1989), intégrerait, dans son effet total sur la productivité du travail, l'effet négatif des réductions de coopération et d'effort résultant d'un mécontentement des salariés voire de leur 'comportement militant' dans l'établissement (Flaherty, 1987: 588). Dans cette perspective, les grèves seraient simplement des 'manifestations extérieures d'un malaise, qui se manifesterait dans l'établissement sous la forme d'un faible moral des salariés, de taux croissants d'absentéisme, de ralentissements et du refus des salariés de coopérer volontairement avec l'employeur sur plusieurs aspects de la production' (Fairris, 1998: 321). La grève peut ainsi être apparentée à la partie émergée ou visible de l''iceberg', *i.e.* d'un mécontentement général des salariés dans l'entreprise, où la grève s'accompagnerait d'expressions 'inorganisées' et moins visibles de conflit, comme l'ab-

sentéisme (Sapsford & Turnbull, 1994). Dans cette perspective, Naples (1988: 161), l'un des rares auteurs à avoir étudié l'effet des grèves conjointement à celui d'expressions individuelles de conflit (*e.g.* Norsworthy & Zabala, 1985), obtient que le taux de grève et le taux de démission ne présentent pas, du fait de leur forte corrélation, d'effet significatif lorsqu'introduits simultanément dans l'équation de productivité alors qu'ils exercent chacun un effet significativement négatif lorsqu'introduits séparément.

Des résultats empiriques contrastés conduisent néanmoins à discuter cette vision dominante des grèves, comme manifestations extérieures du mécontentement des salariés et de leur plus faible coopération dans l'entreprise. Knight (1989: 370) estime notamment que la fréquence des grèves présente, et ce jusque'à un certain seuil, un effet positif sur la productivité du travail, dans le cadre des industries manufacturières britanniques, qu'il associe au 'rôle thérapeutique' des grèves, dans l'apport d'un 'mécanisme permettant de résoudre des conflits qui autrement resteraient non-résolus'. Dans cette vision alternative de la grève, empruntée à l'école d'Harvard, la grève peut être considérée comme une forme d'expression collective – ou 'collective voice' – du fait des demandes exprimées par les syndicats ou autres organisations collectives auxquelles elle est associée (Freeman, 1976: 162). Dans cette vision, la grève apporte un moyen aux salariés d'exprimer collectivement leur mécontentement et leur méfiance (Godard, 1992: 340-341), ou frustrations et griefs qui autrement seraient corrosifs pour le 'moral' des salariés (Nolan & Marginson, 1990: 235). Dans sa formulation initiale, développée pour décrire l'un des visages du syndicalisme (Freeman & Medoff, 1984, 1979), cette expression collective est notamment présentée comme un moyen efficace de transmettre les idées des salariés à l'employeur, en vue d'améliorer la productivité ; une meilleure communication dans l'entreprise permettant, en outre, d'améliorer le moral des salariés et leur coopération (Mefford, 1986: 106). La grève n'est donc pas nécessairement associée, d'après ces auteurs, au mécontentement des salariés et, par conséquent, à des réductions de coopération et d'effort des salariés. Farrell & Rusbult (1992) montrent notamment que, contrairement aux options d''exit' temporaire – *e.g.* absentéisme, sabotage, indiscipline. . . – ou permanent – *e.g.* démissions –, l'expression ou le 'voice' des salariés est associée à des niveaux plus élevés de satisfaction et d'investissement dans le travail (voir Hebdon & Stern, 1998: 206). En outre, les études consacrées à

l'articulation entre les expressions de conflit dans les entreprises présentent, pour la plupart, une relation de substitution entre les grèves et les expressions individuelles de conflit (*e.g.* Sapsford & Turnbull, 1994; Hebdon & Stern, 1998).

Ces visions théoriques opposées de la grève supposent l'existence d'effets hétérogènes de la fréquence des grèves sur la productivité du travail, en fonction de la satisfaction au travail des salariés dans l'entreprise. Lorsque associée à un mécontentement des salariés, la fréquence des grèves est susceptible de présenter un effet négatif sur la productivité du travail, relevant pour partie des réductions de coopération et d'effort des salariés qu'elle est supposée refléter. Les grèves peuvent, à l'inverse, être associées à une satisfaction et un moral supérieurs, et susciter des augmentations de coopération et d'effort des salariés, bénéfiques pour la productivité du travail au sein de l'entreprise. Ce rôle déterminant de la satisfaction au travail a jusqu'ici souvent été supposé dans les études empiriques consacrées à l'effet des grèves sur la productivité du travail (*e.g.* Flaherty, 1987) sans être réellement testé empiriquement. Nous proposons donc, dans cet article, d'estimer l'effet de la fréquence des grèves sur la productivité du travail et d'évaluer dans quelle mesure l'effet estimé varie en fonction de la satisfaction au travail des salariés dans l'entreprise.

2.2.2 Cadre français

Dans sa formulation générale, la grève se définit comme 'un arrêt de travail temporaire par un groupe de salariés afin d'exprimer un grief ou d'imposer une demande' (Hyman, 1972: 17). La France fait partie des quelques pays où le droit de grève est explicitement et spécifiquement prévu dans la loi et garanti par la constitution (voir Scheuer, 2006: 145-146). Les salariés français et leurs syndicats ne sont pas explicitement contraints dans le déclenchement d'une grève, à la différence de la Grande-Bretagne, par exemple, où l'introduction d'un scrutin obligatoire préalable à la grève ('pre-strike ballots', Employment Act 1984) a rendu illégale toute action collective n'ayant pas obtenu préalablement une majorité des votes lors d'un scrutin à bulletins secrets. A l'exception des services publics, où les syndicats sont tenus de déposer un préavis au moins cinq jours avant le début de la grève, les salariés grévistes, en France, ne sont soumis à aucune restriction hormis d'informer l'employeur des revendications

préalablement à la grève. Les employeurs ne peuvent licencier les salariés concernés par la grève et ne peuvent embaucher des travailleurs temporaires pour remplacer les salariés grévistes (Besancenot & Vranceanu, 1999: 358).

Contrairement à la plupart des pays industrialisés, sur lesquels porte la littérature empirique existante, les conflits collectifs du travail n'ont pas connu de déclin comparable ces dernières années, en France, et continuent d'occuper une place importante, voire croissante, au sein des établissements. Le recours à la menace de grève durant la négociation collective annuelle est fréquent et considéré comme plutôt naturel par les deux parties – salariés et employeurs – (Besancenot & Vranceanu, 1999: 358). Les données d'enquêtes révèlent, pour cela, une situation contrastée par rapport à celle décrite par les statistiques administratives. En effet, le recensement des grèves a, pendant longtemps, été assuré en France par les inspections du travail avec comme seul indicateur statistique le volume de 'journées individuelles non travaillées' (JINT). Les données administratives se sont avérées avoir largement sous-évalué l'ampleur réelle des grèves, et des conflits collectifs du travail de façon plus générale, dans les établissements français. Quelques études statistiques récentes ont notamment mis en évidence des écarts significatifs entre ces données administratives et les données d'enquêtes [36]. Ce problème d'exhaustivité des données administratives fut en partie lié à l'incapacité de repérer les conflits du travail de courte durée et à la non-prise en compte des conflits généralisés [37], au-delà des seuls conflits localisés [38]. À cet égard, la France a observé des regains exceptionnels de la grève programmée, des journées nationales d'action et des mouvements interprofessionnels en 1995 et en 2003 (Béroud *et al.*, 2008: 224). Il s'avère, cependant, que ces conflits 'généralisés' sont principalement concentrés dans les fonctions publiques et les grandes entreprises publiques (Sirot, 2002; Pernot, 2005), et que l'essentiel des grèves est constitué depuis plusieurs années par des conflits localisés

36. Enquêtes ACEMO (Activité et Conditions d'Emploi de la Main d'Oeuvre) 'Négociation et représentation des salariés' et REPONSE (RElations PrOfessionnelles et NégociationS d'Entreprises) réalisées par la DARES (Direction de l'Animation de la Recherche et des Etudes Statistiques), Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Santé.

37. Le conflit généralisé se définit comme 'toute cessation collective de travail résultant d'un mot d'ordre commun à plusieurs établissements appartenant à des entreprises différentes ou à plusieurs entreprises – journées nationales d'action, grèves sectorielles ou pluri-sectorielles dans une région –' (Brochard, 2003: 5)

38. Est considéré comme conflit localisé 'toute cessation collective du travail résultant d'un mot d'ordre interne à un établissement quelconque, ou plusieurs établissements d'une même entreprise' (Brochard, 2003: 5)

(Groux & Pernot, 2008: 81).

En France, les données d'enquêtes révèlent une augmentation sensible de la part des établissements concernés par au moins un conflit collectif entre 1996-1998 et 2002-2004, de 21% à 30% (Amossé, 2006: 6). La part des établissements français concernés par des arrêts collectifs du travail a, quant à elle, augmenté de 2.4 points de pourcentage entre ces deux périodes (Béroud *et al.*, 2008), pour atteindre 15% en 2004. Seule la part des établissements concernés par des grèves dites 'longues' – de deux jours et plus – a décliné ces dernières années. Les études récentes, menées dans le contexte français, montrent, en outre, que 'la grève s'organise rarement de façon exclusive et cohabite toujours avec d'autres formes de mobilisation' (Groux & Pernot, 2008: 84). Les statistiques descriptives révèlent notamment que les expressions collectives et individuelles sont, de plus en plus, associées dans les établissements français. A partir des enquêtes REPONSE, Carlier & Tenret (2007: 6) montrent, par exemple, que la part des établissements français enregistrant à la fois des sanctions disciplinaires et des formes collectives de conflit [39] est passé de 15.7% sur la période 1996-1998 à 23.7% sur la période 2002-2004.

2.3 Données et variables

2.3.1 Données

Dans cet article, nous utilisons deux sources de données individuelles : l'enquête RElations PrOfessionnelles et NégociationS d'Entreprises (REPONSE) et les Enquêtes Annuelles d'Entreprises (EAE). L'enquête REPONSE est une enquête réalisée conjointement par le ministère du travail français et l'INSEE [40] au niveau des établissements français. Cette enquête apporte une information pertinente sur les relations professionnelles (*i.e.* représentation des salariés, conflits et négociation collective) ainsi que sur l'organisation et l'évolution de la production. Cette enquête a été menée à quatre reprises depuis le début des années 1990 (1990-1992, 1996-1998, 2002-2004, 2008-2010) et

39. Les formes collectives de conflit incluent la grève traditionnelle (inférieure, égale ou supérieure à deux jours), le débrayage, la pétition, la manifestation, la grève perlée, la grève du zèle ou le refus d'heures supplémentaires.

40. Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques

se compose de trois volets : 'représentants de la direction', 'représentants du personnel' et 'salariés'. Nous nous focalisons, dans cet article, sur les données en coupe transversale issues du volet 'représentants de la direction' de l'édition 2002-2004, couvrant un échantillon de 2 930 établissements, représentatif de l'ensemble des établissements de 20 salariés ou plus du secteur marchand non-agricole. Les établissements au sein de cet échantillon ont été retenus de façon aléatoire à partir des enregistrements exhaustifs d'établissements de l'INSEE. Cet échantillon est, en outre, stratifié par taille d'établissement (Fairris & Askenazy, 2010: 215).

Les EAE sont des enquêtes réalisées par l'INSEE, de 1990 à 2007, au niveau des entreprises françaises. Les EAE fournissent les informations relatives aux livres de comptes des entreprises issues de l'ensemble des secteurs marchands de l'économie française [41]. Les informations fournies par les EAE nous permettent, dans cet article, de déterminer objectivement la productivité du travail de chaque entreprise, ce que ne permet pas l'enquête REPONSE. Les données issues de REPONSE et des EAE ont ainsi été appariées grâce au numéro SIREN des entreprises référencées dans les deux sources, donnant lieu à un échantillon cylindré de 2 149 observations.

L'étude conjointe de données aux niveaux établissement et entreprise peut se révéler problématique dans le cas des entreprises multi-établissements, compte tenu de l'écart entre l'unité d'analyse des variables explicatives et celle de la variable expliquée (Black & Lynch, 2001: 263). Dans une telle configuration, certains auteurs ont préféré se focaliser sur les seules entreprises mono-établissements, dans le cas français notamment (*e.g.* Fairris & Askenazy, 2010; Fakhfakh & FitzRoy, 2006). Si une telle stratégie présente l'intérêt de relier directement les caractéristiques d'une unité productive individuelle au niveau de productivité de cette unité, elle conduit cependant à considérer un échantillon non-représentatif des firmes en France (Fairris & Askenazy, 2010: 216). D'autres auteurs ont opté, de façon alternative, pour une stratégie de pondération en fonction de la part de chaque établissement dans l'emploi total de la firme (*e.g.* Bernard *et al.*, 2008; Caroli & Van Reenen, 2001).

Quelques auteurs discutent, néanmoins, le fait que l'utilisation conjointe de don-

41. Initialement, les EAE étaient divisées en six catégories distinctes, pour chaque grand secteur de l'économie française : industrie, services, commerce, transport, construction, Industries Agricoles et Alimentaires (IAA)

nées aux niveaux établissement et entreprise puisse mener à des estimations biaisées des paramètres. Le seul risque potentiel serait que les variables au niveau de l'établissement ne soient pas de bonnes indicatrices des variables au niveau de l'entreprise, constituant ainsi des variables 'bruyantes' et menant à une sous-estimation des coefficients correspondants dans les régressions (Breda, 2008: 9). A cet égard, les variables au niveau établissement s'avèrent être généralement des indicatrices valides de la situation au niveau de l'entreprise (*e.g.* Breda, 2008; Coutrot, 1996) et inversement (*e.g.* Ananian & Aubert, 2006). Concernant l'échantillon d'établissements issu de l'enquête REPONSE, Ananian & Aubert (2006: 37) mettent en évidence que ces établissements ont, en moyenne, un poids important au sein de leur entreprise : en 1998, 41% des établissements de l'échantillon sont des entreprises mono-établissement et les poids moyen et médian des établissements au sein de leur entreprise, en termes de journées travaillées, sont respectivement de 64,4% et 86,9%.

Les tests de robustesse menés dans les études existantes confortent l'absence de biais statistiques dus à cet écart dans l'unité d'analyse. Les comparaisons réalisées entre les régressions menées sur l'échantillon total et l'échantillon restreint aux seules entreprises mono-établissements attestent d'une tendance similaire dans les résultats (voir Breda, 2008; Coutrot, 1996; Bernard *et al.*, 2008). Coutrot (1996) n'observe, de plus, aucun changement substantiel dans ses résultats, en interchangeant l'établissement représentatif dans le cas des entreprises multi-établissements. Breda (2008) soutient que les variables indépendantes au niveau de l'établissement ne sont pas moins capables d'expliquer la variable dépendante que celles au niveau de l'entreprise, en obtenant un R^2 similaire entre les régressions menées sur un sous-échantillon tiré de façon aléatoire dans l'échantillon total et celles menées sur le sous-échantillon des entreprises mono-établissements.

2.3.2 Variables d'intérêt

Dans cet article, nous retenons comme mesure de la productivité du travail la valeur ajoutée par salarié[42], pour l'année 2004. Ce type de mesure basée sur la valeur ajoutée a été retenue dans quelques études focalisées sur l'effet des grèves (*e.g.* Bem-

42. ratio valeur ajoutée / nombre total de salariés

mels, 1987; Knight, 1989; McHugh, 1991). Relativement à la mesure alternative basée sur la production, également utilisée dans cette littérature empirique (*e.g.* Dickerson & Geroski, 1997; Flaherty, 1987; Naples, 1988), elle présente l'intérêt d'éviter l'impact des variations d'intrants intermédiaires entre les entreprises. En effet, les différences inter-firmes d'intensité des intrants intermédiaires, et notamment des dépenses en matériaux, rendent les mesures de productivité basées sur la production assez 'bruyantes' dans certains secteurs (Syverson, 2004: 539). En utilisant une mesure basée sur la valeur ajoutée, la valeur des intrants intermédiaires est ainsi soustraite, permettant de contrôler les différences de méthodes de production entre les secteurs (Jensen *et al.*, 2001: 328). Puisque les intrants intermédiaires sont soustraits de la production nette pour obtenir la valeur ajoutée, ils n'intègrent pas le vecteur de variables explicatives dans l'équation de productivité. Ainsi, la valeur ajoutée est uniquement reliée aux intrants primaires (capital et travail), dans le cadre d'une fonction de production. Ce choix est, en outre, pertinent compte tenu du caractère potentiellement endogène des intrants intermédiaires (Amiti & Wei, 2009: 208).

La fréquence des grèves est évaluée grâce à l'enquête REPONSE ; l'édition 2002-2004 de cette enquête recense, pour la première fois, le nombre de grèves enregistrées au cours de la période considérée alors que les éditions précédentes – 1990-1992, 1996-1998 – se limitaient à leur seule présence. Deux formes de grèves sont dissociées en fonction de leur durée dans REPONSE : la grève 'courte' inférieure à deux jours et la grève 'longue' égale ou supérieure à deux jours. Pour chaque forme de grève, sa fréquence est exprimée par une variable ordinale, dont les modalités représentent le nombre de grèves enregistrées sur la période 2002-2004 sous la forme des intervalles suivants : 0, 1 ou 2, de 3 à 5, plus de 5. Compte tenu du faible nombre d'observations enregistrées pour certaines fréquences lorsque grèves 'courtes' et grèves 'longues' sont dissociées et de l'association fréquente de ces deux formes de grèves dans les établissements français (voir Table 2.1), nous retenons une mesure agrégée de la fréquence des grèves, indépendamment de leur durée. La distribution de cette variable et les caractéristiques moyennes des entreprises pour chaque fréquence de grève sont présentées dans la Table 2.2.

Table 2.1: Fréquences de grèves

		Fréquence des grèves ⩾ 2 jours				
		0	1-2	3-5	> 5	Total
Fréquence des grèves < 2 jours	0	1618	67	1	4	1690
	1-2	227	29	4	0	260
	3-5	57	17	5	1	80
	> 5	60	28	6	25	119
Total		1962	141	16	30	2149

Notes : échantillon cylindré issu de l'appariement entre l'enquête REPONSE 2002-2004, volet 'représentants de la direction', et de l'Enquête Annuelle d'Entreprises (EAE) 2004.

2.3.3 Variables de contrôle

La fonction de production, considérée dans cet article, tient compte de l'intensité capitalistique des entreprises à travers le ratio entre le stock de capital et le nombre total de salariés dans l'entreprise, exprimée sous forme logarithmique. La valeur comptable des immobilisations corporelles est utilisée ici comme mesure approximative du stock réel de capital[43]. Le logarithme du nombre total de salariés est également introduit afin de tenir compte des variations de productivité en fonction de la taille de l'entreprise (*e.g.* Haltiwanger *et al.*, 1999). Nous contrôlons les effets fixes sectoriels en introduisant un ensemble de variables binaires, chacune indiquant l'appartenance de l'entreprise à l'un des 16 postes de la Nomenclature Economique de Synthèse (NES). L'âge de l'entreprise – *i.e.* le nombre d'années d'exercice de l'entreprise – est également contrôlé (voir, *e.g.*, Jensen *et al.*, 2001), à travers un ensemble de variables binaires, chacune correspondant à une des six classes d'âge définies dans la Table 2.2. Enfin, nous contrôlons aussi les entreprises cotées en bourse et les entreprises multi-établissements à travers deux variables binaires. La littérature existante souligne, à cet égard, que les entreprises cotées en bourse sont plus productives que celles qui ne le sont pas (*e.g.* DeVaro, 2008) alors que les entreprises mono-établissements présentent des niveaux de productivité du travail inférieurs aux entreprises multi-établissements (*e.g.* Zwick, 2004).

43. De nombreux travaux prônent pour l'utilisation de la méthode de l'inventaire permanent pour évaluer le stock de capital. Dans notre cas, l'utilisation d'une telle mesure génère cependant un nombre important de valeurs manquantes et réduit sensiblement la taille de notre échantillon.

Dans le cadre de cette fonction de production augmentée, nous introduisons certaines caractéristiques de la main d'oeuvre susceptibles d'expliquer significativement des variations de productivité du travail entre les entreprises (voir, *e.g.*, Haltiwanger *et al.*, 1999). Nous tenons compte notamment de la structure des emplois, en introduisant la part de chaque catégorie socio-professionnelle (CSP) – cadres, techniciens et agents de maitrise (TAM), employés, ouvriers – au sein de la main d'oeuvre. La littérature empirique existante montre, à cet égard, que la productivité du travail augmente significativement avec le pourcentage de travailleurs qualifiés dans la main d'oeuvre (*e.g.* Black & Lynch, 2001; Matteucci *et al.*, 2005). Un certain nombre de travaux prennent en considération la part des salariés à temps partiel dans la main d'oeuvre. Cette information n'est malheureusement pas disponible dans REPONSE 2002-2004. Nous disposons néanmoins du pourcentage de femmes dans la main d'oeuvre ; la prise en compte de cette variable est susceptible de capter, pour partie, l'effet de l'emploi à temps partiel sur la productivité du travail, compte tenu de la sur-représentation de cette forme de contrat de travail parmi les femmes (*e.g.* Buffeteau & Essafi, 2006) [44]. En outre, la préférence des femmes pour des activités permettant une plus grande flexibilité entre leur emploi et leur vie de famille, et par conséquent leur plus faible interdépendance avec les autres salariés, peuvent également expliquer une plus faible productivité du travail dans les entreprises enregistrant une forte proportion de femmes (Zwick, 2004: 724). Au regard de la structure des contrats, nous prenons en compte la part des salariés en contrat à durée déterminée (CDD), potentiellement liée à la productivité du travail de par sa corrélation avec l'effort de travail. En effet, la littérature reconnait généralement que les salariés disposant d'un contrat temporaire tendent à fournir un effort plus important que les salariés permanents, dans l'optique d'une ré-embauche future, bien que ces contrats précaires soient sources de démoralisation et de moindre engagement des salariés dans l'entreprise (*e.g.* Green, 2004: 720).

Enfin, la fréquence des grèves étant particulièrement liée à la présence syndicale en France (voir Amossé & Jacod, 2008), nous introduisons une variable binaire indiquant qu'au moins un délégué syndical est présent dans l'entreprise afin de s'assurer que l'effet que nous estimons ne relève pas seulement de l'effet syndical sur la productivité

44. En 2002, près de 30% des femmes occupaient un emploi à temps partiel, contre seulement 6% des hommes (Buffeteau & Essafi, 2006).

du travail. Le fait de tenir compte de la présence syndicale permet, en outre, d'évaluer l'effet autonome des syndicats sur la productivité du travail, en considérant la grève comme un des canaux de l'effet syndical sur la productivité (voir, *e.g.*, Bemmels, 1987).

Table 2.2: Statistiques descriptives

	Fréquence des grèves									
	0		**1 − 2**		**3 − 5**		**> 5**		**⩾ 1**	
Variables	Moy.	E.-T.	Moy.	E.-T.	Moy.	E.-T.	Moy.	E.-T.	Moy.	E.-T.
$\ln y$	3.852	(0.604)	4.048	(0.616)	4.144	(0.703)	4.352	(0.769)	4.141	(0.684)
$\ln K/L$	3.358	(1.456)	4.069	(1.514)	3.867	(1.850)	5.106	(1.763)	4.280	(1.713)
$\ln L$	5.909	(1.979)	6.834	(1.681)	6.881	(1.367)	8.624	(1.955)	7.279	(1.855)
CSP										
% cadres	0.158	(0.205)	0.143	(0.176)	0.168	(0.206)	0.209	(0.211)	0.164	(0.193)
% TAM	0.194	(0.158)	0.229	(0.162)	0.208	(0.145)	0.330	(0.198)	0.249	(0.174)
% employés	0.226	(0.288)	0.167	(0.243)	0.112	(0.164)	0.085	(0.095)	0.136	(0.204)
% ouvriers	0.422	(0.332)	0.461	(0.299)	0.512	(0.296)	0.377	(0.291)	0.451	(0.300)
% femmes	0.347	(0.238)	0.306	(0.205)	0.238	(0.177)	0.217	(0.154)	0.270	(0.192)
% CDD	0.052	(0.117)	0.033	(0.071)	0.048	(0.114)	0.028	(0.093)	0.035	(0.087)
Présence syndicale	0.685		0.976		0.991		1.000		0.985	
Absentéisme	0.511		0.599		0.593		0.566		0.589	
Multi-établissements	0.596		0.667		0.643		0.806		0.719	
Bourse	0.374		0.588		0.556		0.465		0.552	
Age entreprise										
< 10 ans	0.153		0.194		0.176		0.062		0.158	
10-14 ans	0.135		0.150		0.204		0.124		0.154	
15-19 ans	0.169		0.139		0.148		0.085		0.128	
20-29 ans	0.209		0.122		0.148		0.140		0.132	
30-44 ans	0.149		0.146		0.111		0.101		0.128	
45 ans et plus	0.185		0.248		0.213		0.488		0.299	
Secteur (NES 16)										
Agriculture	0.000		0.000		0.000		0.000		0.000	
IAA	0.054		0.054		0.019		0.031		0.041	
Industrie - biens de conso.	0.071		0.078		0.102		0.039		0.073	
Industrie automobile	0.016		0.027		0.028		0.031		0.028	
Industrie - biens d'équipement	0.082		0.129		0.130		0.186		0.143	
Industrie - biens intermédiaires	0.153		0.296		0.287		0.202		0.271	
Energie	0.015		0.041		0.037		0.248		0.090	
Construction	0.107		0.027		0.019		0.000		0.019	
Commerce	0.174		0.116		0.065		0.008		0.079	
Transports	0.054		0.068		0.176		0.155		0.111	
Activités financières	0.004		0.000		0.000		0.000		0.000	
Activités immobilières	0.016		0.020		0.000		0.000		0.011	
Services aux entreprises	0.212		0.119		0.102		0.070		0.104	
Services aux particuliers	0.042		0.024		0.037		0.031		0.028	
Education, santé, action sociale	0.000		0.000		0.000		0.000		0.000	
Administration	0.000		0.000		0.000		0.000		0.000	
Observations	1618		294		108		129		531	

NOTES : échantillon cylindré issu de l'appariement entre l'enquête REPONSE 2002-2004, volet 'représentants de la direction', et de l'Enquête Annuelle d'Entreprises (EAE) 2004. Ecarts-types entre parenthèses dans le cas des variables continues

2.3.4 Mesure de l'absentéisme des salariés

Nous accordons une place importante à la satisfaction au travail des salariés comme source potentielle de variation dans l'effet de la fréquence des grèves sur la productivité du travail. Cependant, la satisfaction au travail est une caractéristique qui est difficilement mesurable dans les entreprises. Les formes d''exit' temporaire ou permanent empruntées par les salariés sont définies, dans la littérature, comme des formes 'couvertes' de conflit ou de mécontentement (Hebdon, 2005). Dans la littérature, plusieurs auteurs s'accordent notamment sur l'existence d'une relation inverse forte entre la satisfaction au travail et l'absentéisme des salariés (*e.g.* Vroom, 1964; Clegg, 1983; Drago & Wooden, 1992; Clark *et al.*, 1998). Nous utilisons donc une mesure de l'absentéisme, issue de REPONSE 2002-2004, comme mesure indirecte et inverse de la satisfaction au travail au sein de la main d'oeuvre. L'information relative à l'absentéisme des salariés est cependant limitée dans REPONSE, car résultant de la perception des représentants de la direction sur l'aspect problématique ou non de l'absentéisme pour les catégories professionnelles représentées dans l'entreprise. [45] Nous utilisons cette information pour construire une variable binaire, égale à 1 si l'employeur fait face à un problème d'absentéisme pour au moins une catégorie professionnelle dans l'entreprise, égale à 0 sinon. La distribution de cette variable, dans l'échantillon total et en fonction de la fréquence de grèves dans l'entreprise, est présentée respectivement dans les Tables 2.7.1 et 2.2. Dans notre échantillon, 53.1% des entreprises reportent un problème d'absentéisme pour au moins une des catégories professionnelles représentées dans leur main d'oeuvre. Cette part varie légèrement entre les entreprises grévistes et non-grévistes sur la période 2002-2004, soit respectivement 51.1% et 58.9%. Entre outre, parmi les entreprises grévistes, la part de celles concernées par un problème d'absentéisme diminue avec le nombre de grèves enregistrées sur la période 2002-2004. L'activité de grève n'est donc pas nécessairement associée à cette manifestation individuelle de mécontentement des salariés.

45. La question posée aux représentants de la direction est la suivante : "En 2004, l'absentéisme a-t-il représenté pour vous un problème chez (a) les cadres, (b) les commerciaux, (c) les techniciens et agents de maîtrise (TAM), (d) les employés, (e) les ouvriers."

2.4 Modèle économétrique

L'équation de productivité du travail que nous souhaitons estimer est de la forme suivante :

$$\ln y_i = \mathbf{X}'_i\beta + \sum_{j=1}^{3} \delta_j S_{ij} + u_i \tag{2.1}$$

où $\ln y$ est la variable dépendante observée de productivité du travail, $\mathbf{X}'\beta$ est une fonction linéaire des variables de contrôle observées $\mathbf{X}$, décrites dans la section 2.3.3, S_j sont des variables binaires, chacune étant égale à 1 si la fréquence de grèves j a été enregistrée dans l'entreprise, égale à 0 sinon. δ_j représente l'effet de chaque fréquence de grèves j sur le logarithme de la productivité du travail et u correspond au terme d'erreur. Lorsque $E(u_i|\mathbf{X}_i, S_{ij}) = 0$, les paramètres δ_j peuvent être estimés sans biais par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO après). Plusieurs raisons peuvent cependant justifier l'existence d'une corrélation non-nulle entre les fréquences de grèves S_j et le terme d'erreur u dans l'équation de productivité du travail.

On peut, tout d'abord, supposer que le terme d'erreur u_i dans l'équation (2.1) est composé de deux éléments : $u_i = \alpha_i + \epsilon_i$, où $E(\alpha_i|\mathbf{X}_i, S_{ij}) \neq 0$ et ϵ_i intègre des facteurs inobservés non-corrélés avec l'ensemble des variables introduites dans l'équation de productivité du travail. On peut, en effet, escompter que les entreprises dotées d'une plus grande capacité productive connaissent à la fois un niveau plus élevé de productivité du travail et une fréquence plus élevée de grèves. La littérature existante présente des exemples de facteurs inobservés ou inobservables expliquant à la fois l'incidence de grèves et le niveau de productivité dans l'entreprise. Notamment, des initiatives réussies de l'employeur pour accroître la productivité peuvent entraîner, selon Flaherty (1987: 589), l'émergence de grèves défensives dont l'objectif est de freiner l'accélération de la productivité, de réclamer des règles ou pratiques de travail abandonnées. Selon Katz *et al.* (1983: 7), la rotation de l'encadrement, les caractéristiques politiques de l'employeur et des syndicats, les différences de combinaison technologique et la répartition des compétences sont également des sources de variation à la fois de la productivité et des conflits du travail. La satisfaction, la motivation ou le 'moral' des

salariés sont aussi des facteurs inobservés, susceptibles d'influencer négativement la productivité du travail et positivement la fréquence des grèves (*e.g.* Norsworthy & Zabala, 1985).

Ensuite, l'effet de chaque fréquence de grèves j sur la productivité du travail peut ne pas être homogène entre les entreprises mais, à l'inverse, varier en fonction de caractéristiques inobservables. On peut alors supposer que l'effet individuel de la fréquence de grèves j sur la productivité du travail pour l'entreprise i se décompose ainsi : $\delta_j + \delta_{ij}$, où δ_{ij} désigne une composante idiosyncratique de l'effet de la fréquence de grèves j associée à l'entreprise i. Dans ce cas précis, nous avons une distribution des paramètres δ_{ij} et il y a un biais lorsque $E(\delta_{ij}|\mathbf{X}_i, S_{ij}) \neq 0$. Notre mesure de la fréquence des grèves peut, elle-même, être en partie source de biais d'hétérogénéité. En effet, deux formes de grèves, initialement dissociées dans l'enquête REPONSE, sont ici agrégées dans la variable ordinale de fréquence des grèves : les grèves inférieures à deux jours et les grèves égales ou supérieures à deux jours [46]. L'effet des fréquences de grèves est susceptible de varier en fonction de la durée des grèves (*e.g.* Knight, 1989). De plus, les fréquences de grèves sont exprimées, dans l'enquête REPONSE, sous forme d'intervalles : 1-2, 3-5, > 5 grèves. L'hétérogénéité de l'effet d'une fréquence donnée de grèves est ainsi d'autant plus probable que l'intervalle défini est large.

Nous adoptons une approche par fonction de contrôle (*e.g.* Vella, 1993; Heckman & Robb, 1985; Reilly, 1996; Vella & Verbeek, 1999) afin de contrôler cette sélection potentielle sur les caractéristiques inobservables. Cette méthode en deux étapes consiste à estimer un modèle probit ordonné pour la fréquence de grèves et à ensuite estimer une équation de productivité du travail incluant comme régresseurs additionnels les 'résidus généralisés', dérivés à partir des paramètres estimés de l'équation probit ordonné. L'équation de fréquence des grèves que nous estimons en première étape est de la forme suivante :

$$S_i^* = \mathbf{W}_i'\theta + \nu_i, \quad \nu_i \sim N(0,1) \tag{2.2}$$

46. Une mesure commune à ces deux formes de grèves est privilégiée, dans notre cas, en raison du nombre réduit d'observations pour certaines fréquences de grèves et de l'association fréquente de ces formes de grèves dans les établissements (voir Table 2.1).

où S^* est la variable latente non-observée de fréquence des grèves, $\mathbf{W}'\theta$ est une fonction linéaire de variables exogènes observées $\mathbf{W}$, incluant les variables de contrôle $\mathbf{X}$ introduites dans l'équation (2.1) ainsi que d'autres variables $\mathbf{Z}$ non-introduites dans l'équation (2.1), appelées 'instruments', nécessaires pour que le modèle soit identifié autrement que par seule forme fonctionnelle. Ces variables $\mathbf{Z}$, décrites ci-après, déterminent significativement S^* mais n'ont pas d'effet direct non-nul sur $\ln y$: $E(u_i|\mathbf{Z}_i) = E(u_i) = 0$. La variable latente S^* est supposée être liée à la variable ordinale observée S par la relation suivante :

$$S_i = j \quad \text{si} \quad \mu_{j-1} < S_i^* \leqslant \mu_j, \quad j \in \{0, 3\}, \quad \mu_0 = -\infty, \quad \mu_4 = +\infty \tag{2.3}$$

où les paramètres de seuil μ_j sont inconnus et estimés en même temps que θ, par maximum de vraisemblance. En supposant ν normalement distribué, la distribution conditionnelle de S dans le cadre du modèle probit ordonné est donnée par :

$$\Pr(S_i = j|\mathbf{W}_i) = \Phi(\mu_j - \mathbf{W}_i\theta) - \Phi(\mu_{j-1} - \mathbf{W}_i\theta) \tag{2.4}$$

où Φ est la fonction de distribution cumulative de la loi normale standard. L'équation de productivité du travail augmentée, que nous estimons en deuxième étape, est de la forme suivante :

$$\ln y = \mathbf{X}_i'\beta + \sum_{j=1}^{3} \delta_j S_{ij} + \sigma_\alpha \sum_{j=0}^{3} S_{ij} \cdot \lambda_{ij} + u_i \tag{2.5}$$

où $\lambda_{ij}(\cdot)$ sont les résidus généralisés dérivés à partir du modèle probit ordonné pour la fréquence des grèves et dont la forme générale est :

$$\lambda_{ij} = \frac{\phi(\mu_{j-1} - \mathbf{W}_i\theta) - \phi(\mu_j - \mathbf{W}_i\theta)}{\Phi(\mu_j - \mathbf{W}_i\theta) - \Phi(\mu_{j-1} - \mathbf{W}_i\theta)} \tag{2.6}$$

où ϕ est la fonction de densité de probabilité de la loi normale standard. Les résidus généralisés associés aux fréquences minimale et maximale des grèves ($j = 0, 3$) sont calculés ainsi :

$$\lambda_{i0} = -\frac{\phi(\mu_1 - \mathbf{W}_i\theta)}{\Phi(\mu_1 - \mathbf{W}_i\theta)} \tag{2.7}$$

$$\lambda_{i3} = \frac{\phi(\mu_3 - \mathbf{W}_i\theta)}{1 - \Phi(\mu_3 - \mathbf{W}_i\theta)} \tag{2.8}$$

Les estimations par MCO de l'équation (2.5) sont consistantes mais, à moins que $\sigma_\alpha = 0$, les écarts-type sont incorrects compte tenu de la présence de régresseurs générés. L'utilisation de la méthode *bootstrap* est ici utilisée pour ajuster les écarts-type. L'approche par fonction de contrôle apporte un test direct de l'endogénéité des fréquences de grèves. Spécifiquement, il n'y a pas de biais d'hétérogénéité inobservée si le coefficient associé aux résidus généralisés (σ_α) n'est pas statistiquement différent de 0. De façon implicite, cela permet de tester si les variables omises dans l'équation de productivité du travail et l'équation de fréquence des grèves sont corrélées et, par conséquent, si les variables binaires de fréquence des grèves S_j sont corrélées avec u.

L'existence d'un biais dû à l'hétérogénéité des effets des fréquences de grèves sur la productivité du travail peut être testée en augmentant l'équation (2.5) avec les termes d'interaction entre les fréquences de grèves S_j et les résidus généralisés λ_j :

$$\ln y_i = \mathbf{X}_i'\beta + \sum_{j=1}^{3} \delta_j S_{ij} + \sigma_\alpha \sum_{j=0}^{3} S_{ij} \cdot \lambda_{ij} + \sum_{j=1}^{3} \sigma_{\delta_j} S_{ij} \cdot \lambda_{ij} + u_i \tag{2.9}$$

Spécifiquement, il n'y a pas de biais d'hétérogénéité de l'effet des fréquences de grèves si les paramètres σ_{δ_j}, qui capturent la corrélation entre la composante idiosyncratique de l'effet des grèves sur la productivité du travail et le terme d'erreur ν, sont conjointement non-significativement différents de 0.

D'après Heckman & Robb (1985: 188-189), l'identification de l'effet des fréquences

de grèves sur la productivité du travail dans ce type d'estimation serait possible sans aucune restriction d'exclusion, ou instrument, dans l'équation de fréquence des grèves ; la non-linéarité du modèle probit ordonné permettrait l'identification des paramètres dans l'équation de productivité du travail. Néanmoins, afin que le modèle soit identifié autrement que par seule forme fonctionnelle, nous introduisons dans l'équation de fréquence des grèves (S^*) des instruments $\mathbf{Z}$, exclus de l'équation de productivité du travail ($\ln y$). Une variable est considérée comme un instrument valide, dans notre cas, si elle explique significativement la fréquence des grèves et qu'elle n'a d'effet sur la productivité du travail qu'à travers la fréquence des grèves. Nous retenons comme instruments deux variables binaires, indiquant respectivement que le nombre de salariés syndiqués dans l'entreprise représente plus de 5% de l'ensemble de la main d'oeuvre et que l'activité syndicale dans le bassin d'emploi est peu ou très peu intense. Le choix de ces deux variables comme instruments est essentiellement motivé par les conclusions de travaux existants dans la littérature. Le taux de syndicalisation de la main d'oeuvre est, en effet, reconnu dans la littérature comme un déterminant majeur de l'émergence de grèves. La probabilité d'incidence de grève augmente avec le pourcentage de salariés syndiqués en raison notamment du support apporté dans le déclenchement et le maintien de la grève par ces salariés, plus enclins à arrêter le travail que les salariés non-syndiqués (*e.g.* Gramm, 1986: 368). Egalement, des taux de syndicalisation plus élevés peuvent placer le ou les syndicat(s) dans une position de négociation relative plus forte (*e.g.* Tracy, 1986: 427). L'environnement dans lequel opère l'entreprise est reconnu comme déterminant de l'activité de grève au niveau de l'entreprise. Nicolitsas (2000: 425) souligne notamment qu'au Royaume-Uni la couverture syndicale au niveau du secteur augmenterait la fréquence des grèves, les grèves étant très rares dans les environnements non-syndiqués.

2.5 Résultats

Nous présentons dans cette section les résultats des estimations économétriques de l'effet de la fréquence des grèves sur la productivité du travail, réalisées sur un échantillon d'entreprises françaises. Nous présentons et discutons les résultats obtenus

en deux temps. Dans un premier temps, nous commentons les paramètres estimés des variables binaires de fréquence des grèves sur l'échantillon total, obtenu après appariement des données individuelles d'entreprises issues de l'enquête REPONSE 2002-2004 et des Enquêtes Annuelles d'Entreprises (EAE). L'endogénéité suspectée des variables binaires de fréquence des grèves est contrôlée en utilisant une approche par fonction de contrôle (*e.g.* Reilly, 1996; Vella, 1993; Heckman & Robb, 1985; Butler *et al.*, 1998), détaillée précédemment dans la section 2.4. Les résultats obtenus par cette approche sont comparés aux résultats issus de modèles linéaires, où les fréquences de grèves sont considérées comme exogènes. Nous évaluons, dans un second temps, dans quelle mesure l'effet de la fréquence des grèves sur la productivité du travail est dépendant de la satisfaction au travail au sein de la main d'oeuvre, en considérant l'absentéisme comme une manifestation individuelle de mécontentement de la part des salariés dans l'entreprise. Nous présentons et comparons les résultats obtenus sur deux sous-échantillons, sélectionnés à partir de la variable binaire d'absentéisme dont nous disposons, en contrôlant simultanément l'endogénéité des variables de fréquence des grèves et le biais potentiel lié à la sélection non-aléatoire des deux sous-échantillons.

2.5.1 Fréquence des grèves et productivité du travail

Comme souligné dans la section précédente (2.4), la principale difficulté rencontrée dans l'estimation de l'effet de la fréquence des grèves sur la productivité du travail est l'existence potentielle d'une corrélation non-nulle entre les variables de fréquence des grèves S_j et le terme d'erreur u dans l'équation de productivité du travail, pouvant biaiser nos estimations. Considérant la fréquence des grèves à travers plusieurs variables binaires, nous utilisons une approche par fonction de contrôle en deux étapes, particulièrement adaptée à ce type de configuration (*e.g.* Reilly, 1996; Vella, 1993). La première étape consiste à estimer un modèle probit ordonné pour la fréquence des grèves, en introduisant dans cette équation des variables exclues de l'équation de productivité du travail pour améliorer l'identification du modèle. Les coefficients $\hat{\theta}$ et paramètres de seuil $\hat{\mu_j}$ estimés dans cette première étape sont utilisés pour calculer les résidus généralisés λ_j associés à chaque fréquence de grèves, ensuite introduits dans l'équation de productivité du travail. Les paramètres obtenus à partir du modèle pro-

bit ordonné sont reportés dans la Table 2.3. Les deux instruments retenus – *i.e.* taux de syndicalisation supérieur à 5% et faible activité syndicale dans le bassin d'emploi – présentent bien des effets statistiquement significatifs sur la fréquence des grèves. Nous reportons également, dans la Table 2.3, les effets marginaux des variables exogènes $\mathbf{W}$ sur chaque fréquence de grèves. Le calcul de ces effets marginaux permet, en outre, de nous assurer que les instruments $\mathbf{Z}$ retenus influencent significativement la probabilité de chaque fréquence de grèves.

Les estimations des paramètres de l'équation de productivité du travail, réalisées en deuxième étape, sont reportées dans la Table 2.4. Les colonnes (1) et (2) intègrent les coefficients obtenus respectivement sans et avec introduction des résidus généralisés. Les fréquences des grèves sont considérées comme exogènes dans la spécification (1) et l'équation de productivité du travail est estimée par la méthode des MCO, en contrôlant la robustesse des écarts-type à la présence d'hétéroscédasticité. Dans ce modèle exogène, seule la fréquence S_2 a un effet statistiquement significatif sur la productivité du travail. Par rapport aux entreprises non-grévistes, les entreprises ayant connu entre 3 et 5 grèves sur la période 2002-2004 reportent une productivité du travail significativement plus élevée en 2004 – d'environ 14%. Les entreprises ayant connu 1 à 2 grèves ou plus de 5 grèves sur la période ne présentent, quant à elles, pas de différence significative de productivité du travail par rapport aux entreprises non-grévistes *ceteris paribus*.

Dans la colonne (2) (Table 2.4), l'équation initiale de productivité du travail est augmentée avec les résidus généralisés λ_j, dérivés de l'équation probit ordonné de première étape, et estimée par MCO en ajustant les écarts-type par la méthode *bootstrap*. L'introduction des résidus généralisés λ_j permet de contrôler le biais d'hétérogénéité inobservée et le coefficient σ_α associé à ces résidus offre un test direct de l'endogénéité des fréquences de grèves. En obtenant un coefficient σ_α statistiquement différent de 0, nous pouvons rejeter l'hypothèse de corrélation nulle entre les fréquences de grèves S_j et le terme d'erreur u, dans l'équation de productivité du travail. Il y a bien un problème d'endogénéité entre productivité du travail et fréquence des grèves, introduisant un biais dans les estimations (1). A la différence du traitement binaire, l'interprétation du coefficient σ_α associé aux résidus généralisés λ_j n'est pas aisée dans le cadre

Table 2.3: Equation de fréquence des grèves (probit ordonné) – première étape

Variable dépendante	Fréquence des grèves : S^*				
		Effets marginaux			
	Coefficients	0	1-2	3-5	> 5
$\ln K/L$	0.091***	-0.021***	0.008***	0.005***	0.008***
	(0.027)	(0.006)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
$\ln L$	0.238***	-0.054***	0.021***	0.013***	0.021***
	(0.025)	(0.005)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Multi-établissements	-0.215***	0.049***	-0.019**	-0.012**	-0.019***
	(0.082)	(0.019)	(0.007)	(0.004)	(0.007)
Bourse	-0.074	0.017	-0.006	-0.004	-0.006
	(0.068)	(0.015)	(0.006)	(0.004)	(0.006)
% femmes	-0.651***	0.148***	-0.056***	-0.035***	-0.056***
	(0.197)	(0.044)	(0.017)	(0.011)	(0.017)
% CDD	-0.397	0.090	-0.034	-0.021	-0.034
	(0.286)	(0.065)	(0.025)	(0.015)	(0.025)
CSP (ref : % employés)					
% cadres	0.841***	-0.191***	0.073***	0.045***	0.072***
	(0.248)	(0.056)	(0.021)	(0.014)	(0.022)
% TAM	1.511***	-0.343***	0.131***	0.081***	0.130***
	(0.287)	(0.064)	(0.025)	(0.016)	(0.026)
% ouvriers	0.995***	-0.226***	0.086***	0.054***	0.086***
	(0.229)	(0.052)	(0.020)	(0.013)	(0.020)
Présence syndicale	0.934***	-0.212***	0.081***	0.050***	0.080***
	(0.169)	(0.038)	(0.014)	(0.010)	(0.015)
Secteur (16)	*X*	*X*	*X*	*X*	*X*
Age entreprise (6)	*X*	*X*	*X*	*X*	*X*
Instruments :					
Taux de syndicalisation > 5%	0.438***	-0.099***	0.038***	0.024***	0.038***
	(0.068)	(0.015)	(0.006)	(0.004)	(0.006)
Faible activité syndicale (bassin d'emploi)	-0.265***	0.060***	-0.023***	-0.014***	-0.023***
	(0.064)	(0.014)	(0.005)	(0.004)	(0.005)
μ_1			4.304***		
			(0.419)		
μ_2			5.046***		
			(0.422)		
μ_3			5.527***		
			(0.424)		
Observations			2149		
Log - vraisemblance			-1354.445		

NOTES : *** significatif à 1%, ** à 5%, * à 10%. Les écarts-type, entre parenthèses, sont robustes à la présence d'hétéroscédasticité. μ_j sont les paramètres de seuils estimés dans le modèle probit ordonné. TAM = Techniciens et Agents de Maîtrise.

de traitements multiples. Dans le cadre d'un traitement binaire, lorsque seulement deux options sont possibles – grève ou non –, un coefficient positif associé au résidu indiquerait que les entreprises grévistes peuvent être associées à une productivité du travail plus élevée en raison de caractéristiques inobservables, qui sont positivement corrélées avec la présence de grève. Dans notre cas, le coefficient σ_α peut représenter la corrélation entre le résidu u et une fréquence particulière de grèves S_j, par rapport à l'ensemble des autres fréquences, rendant difficile son interprétation. La non-prise en compte de ce biais d'hétérogénéité inobservée conduit à sous-estimer l'effet positif des fréquences de grèves S_1 et S_2 sur la productivité du travail. Les coefficients positifs associés à S_1 et S_2 augmentent sensiblement avec l'introduction des résidus généralisés λ_j. Nous obtenons ainsi que les entreprises ayant connu 1 à 2 grèves, entre 2002 et 2004, présentent un niveau de productivité du travail significativement plus élevé que les entreprises non-grévistes, en 2004 – d'environ 12%. Une fréquence de 3 à 5 grèves entraîne une hausse significative de la productivité du travail, qui s'avère être davantage prononcée en corrigeant le biais d'hétérogénéité inobservée – environ 29% par rapport aux entreprises non-grévistes. L'occurrence de plus de 5 grèves, quant à elle, n'est pas associée à une différence significative de productivité du travail, bien que son coefficient (S_3) devienne positif en tenant compte de l'hétérogénéité inobservée.

Outre la corrélation non-nulle entre les facteurs inobservés expliquant la fréquence des grèves et le niveau de productivité du travail dans l'entreprise, nous soupçonnons également l'existence d'un biais dû à l'hétérogénéité de l'effet des fréquences de grèves, en fonction de caractéristiques inobservables. Ce biais est particulièrement plausible, dans notre cas, compte tenu de la mesure de fréquence des grèves utilisée et de la non-prise en compte de la satisfaction au travail des salariés dans ces estimations (voir Section 2.4). Pour contrôler ce biais potentiel d'hétérogénéité dans les paramètres δ_j, l'équation de productivité du travail est augmentée avec les termes d'interaction entre les fréquences de grèves S_j et les résidus généralisés λ_j (voir Table 2.4, col. (3)). Un test de χ^2 sur les paramètres estimés de ces termes d'interaction nous permet de rejeter l'hypothèse que les σ_{δ_j} sont conjointement non-différents de 0. Les estimations précédentes sont donc biaisées du fait de l'hétérogénéité des effets des fréquences de grèves S_j sur la productivité, ces effets variant significativement en fonction de caractéristiques

Table 2.4: Equations de productivité du travail – deuxième étape

Variable dépendante	Productivité du travail : $\ln y$					
	(1)		(2)		(3)	
	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)
S_1 : 1-2 grèves	0.013	(0.028)	0.124*	(0.066)	0.187***	(0.069)
S_2 : 3-5 grèves	0.141***	(0.049)	0.289***	(0.097)	0.264**	(0.123)
S_3 : > 5 grèves	-0.054	(0.062)	0.141	(0.112)	-0.158	(0.209)
$\ln K/L$	0.146***	(0.011)	0.141***	(0.011)	0.142***	(0.011)
$\ln L$	0.023***	(0.008)	0.014*	(0.008)	0.014	(0.009)
Multi-établissements	0.004	(0.025)	0.014	(0.026)	0.012	(0.025)
Bourse	0.109***	(0.024)	0.111***	(0.024)	0.102***	(0.024)
% femmes	-0.174***	(0.054)	-0.151***	(0.054)	-0.134**	(0.053)
% CDD	0.107	(0.074)	0.119	(0.075)	0.124*	(0.073)
CSP (ref : % employés)						
% cadres	0.916***	(0.079)	0.901***	(0.080)	0.896***	(0.081)
% TAM	0.449***	(0.083)	0.399***	(0.085)	0.392***	(0.086)
% ouvriers	-0.201***	(0.057)	-0.223***	(0.059)	-0.235***	(0.057)
Présence syndicale	-0.119***	(0.028)	-0.133***	(0.029)	-0.157***	(0.032)
λ	—		-0.084**	(0.042)	-0.152**	(0.070)
$S_1 \times \lambda$	—		—		0.027	(0.070)
$S_2 \times \lambda$	—		—		0.123	(0.103)
$S_3 \times \lambda$	—		—		0.315**	(0.123)
$\chi^2(3)$					7.29*	0.063
Secteur (16)	*X*		*X*		*X*	
Age entreprise (6)	*X*		*X*		*X*	
Constante	3.803***	(0.132)	3.874***	(0.141)	3.862***	(0.136)
Test de Wald sur instruments						
Equation S^*	—		60.57	(0.000)	60.57	(0.000)
Equation $\ln y$	—		0.01	(0.988)	0.01	(0.988)
Observations	2149		2149		2149	
R^2	0.515		0.509		0.511	

Notes : *** significatif à 1%, ** à 5%, * à 10%. Les écarts-type, entre parenthèses, sont robustes à la présence d'hétéroscédasticité, ajustés par la méthode *bootstrap* (1 000 réplications) dans (2) et (3). λ correspond au *résidu généralisé*, obtenu à partir du modèle probit ordonné pour la fréquence des grèves, en première étape. Instruments : taux de syndicalisation de la main d'oeuvre supérieur à 5% (binaire), activité syndicale peu intense dans le bassin d'emploi (binaire). TAM = Techniciens et Agents de Maîtrise.

inobservables. Si les σ_{δ_j} sont conjointement différents de 0, il apparaît néanmoins que seul le terme d'interaction $S_3 \times \lambda$ est statistiquement différent de 0, indiquant que l'effet de cette fréquence de grèves sur la productivité du travail varie particulièrement en fonction des caractéristiques inobservables. Le nombre de grèves enregistrées dans cet intervalle est susceptible de varier plus fortement entre les entreprises, par rapport aux deux intervalles inférieurs, et peut expliquer en partie le niveau de significativité du paramètre estimé σ_{λ_3} . En contrôlant cette deuxième source de biais, l'effet positif de S_1 augmente sensiblement (+18.7%) tandis que l'effet fortement positif de S_2 diminue légèrement (+26.4%), par rapport à la spécification précédente (2). Le coefficient de S_3 apparaît désormais négatif mais son effet reste non-significativement différent de 0.

Ces premières estimations mettent en évidence un effet non-linéaire de la fréquence des grèves sur la productivité du travail, dans le cas des entreprises françaises : un effet positif et croissant du nombre de grèves jusqu'à 5 grèves – sur la période 2002-2004 – puis décroissant, et potentiellement négatif, au-delà. De façon intéressante, cet effet non-linéaire de la fréquence des grèves sur la productivité du travail s'apparente fortement à l'effet présenté par Knight (1989) dans le cadre des industries manufacturières britanniques. Les données utilisées dans cet article ne permettent pas d'estimer précisément l'effet direct, de court terme, des grèves sur la productivité du travail, compte tenu de la période d'observation considérée (3 ans) et de l'information limitée dont nous disposons sur le nombre de grèves et leur durée. Les effets présentés s'avèrent être, par conséquent, des effets de nature indirecte, à plus long terme. A l'instar de Knight (1989), nos résultats ne montrent pas d'effet indirect négatif de la fréquence des grèves sur le niveau de productivité du travail, reposant sur l'hypothèse que les grèves sont des manifestations extérieures des réductions de coopération et d'effort résultant du mécontentement des salariés (*e.g.* Flaherty, 1987; Kleiner *et al.*, 2002). L'effet positif d'une fréquence modérée des grèves que nous obtenons corrobore davantage la vision théorique adoptée par l'école d'Harvard, selon laquelle la grève exercerait un rôle d'expression collective – ou 'collective voice' (*e.g.* Freeman & Medoff, 1984; Godard, 1992) – positif pour la productivité de l'entreprise. En effet, le niveau significativement plus élevé de productivité du travail des entreprises confrontées à des grèves sur la période précédente peut s'expliquer par le rôle 'thérapeutique' (Knight, 1989: 370) du méca-

nisme d'expression collective fourni par la grève en termes de satisfaction au travail des salariés. Dans cette perspective, les grèves en France permettraient, en moyenne, d'exprimer et de résoudre des conflits latents, autrement corrosifs pour la satisfaction au travail des salariés, et d'augmenter par ce biais la coopération et l'effort des salariés dans l'entreprise. Cependant, au-delà de 5 grèves sur la période considérée, ce rôle positif de l'expression collective n'apparaît plus être à l'oeuvre ou compensé par l'effet négatif associé à une fréquence plus élevée des grèves : une forte fréquence des grèves peut affecter directement la productivité du travail en causant de fortes perturbations dans la production de l'entreprise (*e.g.* Flaherty, 1987) mais également, de façon indirecte, refléter des réductions de coopération et d'effort de la main d'oeuvre dans l'entreprise, bien que cette forme d'hétérogénéité soit contrôlée dans nos estimations (Table 2.4, col. (3)).

2.5.2 Effet de la fréquence des grèves en fonction de l'absentéisme des salariés

Les résultats présentés jusqu'ici, sur l'échantillon total, mettent en évidence qu'une fréquence de grèves modérée entraîne un gain de productivité du travail à la fin de la période considérée. Seule une fréquence supérieure à 5 grèves est associée à une plus faible productivité du travail, bien que cette différence soit non-significative. Nous associons cet effet positif des grèves à leur rôle dans l'apport d'un mécanisme d'expression collective aux salariés (*e.g.* Drinkwater & Ingram, 2005). Ce rôle positif des grèves suppose un plus faible mécontentement des salariés sur le lieu de travail. Nous observons, cependant, que la part des entreprises concernées par un problème d'absentéisme, considéré comme une manifestation individuelle de mécontentement des salariés, ou un indicateur inverse de la satisfaction au travail des salariés (*e.g.* Clegg, 1983; Drago & Wooden, 1992; Clark *et al.*, 1998), diffère peu entre les entreprises grévistes et les entreprises non-grévistes (voir Table 2.2). Nous prolongeons l'analyse et souhaitons évaluer si et dans quelle mesure l'effet de la fréquence des grèves varie en fonction de la satisfaction au travail au sein de la main d'oeuvre. Nous estimons désormais deux équations de productivité du travail, pour chaque sous-échantillon sélectionné en fonction de notre variable binaire d'absentéisme ($A = 0, 1$) :

$$\ln y_{ki} = \mathbf{X}_i'\beta_k + \sum_{j=1}^{3} \delta_{kj} S_{ij} + u_{ki}; \qquad k = 0, 1 \tag{2.10}$$

où $\ln y_{0i}$ et $\ln y_{1i}$ représentent, respectivement, le logarithme de la productivité du travail de l'entreprise i parmi les entreprises sans problème d'absentéisme ($A = 0$) et avec un problème d'absentéisme ($A = 1$). Le vecteur $\mathbf{X}$ est le même que précédemment. Les u_k sont des termes d'erreur supposés être normalement distribués, de moyenne nulle et de variance σ_k. Outre le problème de corrélation non-nulle entre les facteurs inobservés déterminant la fréquence des grèves et le niveau de productivité du travail, l'estimation de ces deux équations est compliquée par le fait que la sélection réalisée à partir de la variable d'absentéisme peut ne pas être totalement exogène, même en contrôlant un ensemble de caractéristiques observées. Des caractéristiques inobservables peuvent affecter à la fois la probabilité qu'il y ait un problème d'absentéisme et le niveau de productivité du travail dans l'entreprise. Pour tenir compte de ce biais potentiel, nous augmentons le modèle initial avec une équation pour la probabilité d'absentéisme dans l'entreprise, en première étape :

$$A^* = \sum_{j=1}^{3} \zeta_j S_{ij} + \mathbf{V}_i'\gamma + \eta_i, \qquad A = 1(A^* > 0), \quad \eta_i \sim N(0,1) \tag{2.11}$$

où A^* est la variable latente d'absentéisme dans l'entreprise, $\mathbf{V}$ est un vecteur de caractéristiques exogènes qui intègre l'ensemble des variables $\mathbf{X}$ introduites dans l'équation de productivité du travail $\ln y$ ainsi que les instruments $\mathbf{Z}$ précédemment introduits dans l'équation de fréquence des grèves ; η capture les facteurs inobservés qui influencent la probabilité que l'entreprise rencontre un problème d'absentéisme et est supposé être normalement distribué. Une difficulté supplémentaire dans cette spécification est que les variables binaires j de fréquence des grèves peuvent être endogènes à l'existence d'un problème d'absentéisme.

L'endogénéité et l'autosélection sont modélisées en permettant une corrélation entre les termes d'erreur u_0, u_1, ν et η. Spécifiquement : $\sigma_{k\nu} = \text{cov}(u_k, \nu)$, $\sigma_{k\eta} = \text{cov}(u_k, \eta)$

où $k = 0, 1$; $\rho = \text{corr}(\nu, \eta)$. Si les équations de productivité du travail ($\ln y_k$), de fréquence des grèves (S^*) et d'absentéisme (A^*) sont corrélées à travers les inobservables, les espérances conditionnelles des termes d'erreur u_{ki} dans (2.10) sont différentes de 0 et les estimations MCO ne sont donc pas consistantes. Nous utilisons un modèle en deux étapes, où les termes de correction introduits dans les équations de productivité du travail contrôlent simultanément les deux formes d'endogénéité, impliquant des distributions normales bivariées. En première étape, nous estimons simultanément les paramètres des équations d'absentéisme et de fréquence des grèves par maximum de vraisemblance, incluant le coefficient de corrélation ρ[47]. Si ρ est significativement différent de 0, cela implique que la fréquence des grèves est endogène avec l'existence d'un problème d'absentéisme. Pour permettre l'identification du modèle estimé en première étape, nous introduisons dans l'équation de fréquence des grèves S^* des variables additionnelles, exclues à juste titre des équations d'absentéisme et de productivité du travail. Les instruments ici retenus portent sur l'identité des syndicats présents dans l'entreprise. Des études françaises soulignent, en effet, que la probabilité d'occurrence de grèves augmente lorsque certains syndicats sont représentés dans l'entreprise (*e.g.* Béroud *et al.*, 2008: 24), au premier rang desquels figurent notamment la Confédération Générale du Travail (CGT) et la Confédération Française Démocratique du Travail (CFDT). Deux variables binaires, indiquant chacune la présence d'un de ces deux syndicats dans l'entreprise, sont donc retenues comme instruments additionnels dans l'équation de fréquence des grèves S^*. Les statistiques de tests de Wald menés sur les paramètres de ces variables dans les équations d'absentéisme et de productivité du travail sont reportées respectivement au bas des Tables 2.5 et 2.7.

Les paramètres estimés lors de la première étape sont utilisés pour calculer les termes de correction λ_1 et λ_2, ensuite introduits dans les équations de productivité du travail, en deuxième étape :

$$\ln y_{ki} = \mathbf{X}_i'\beta_k + \sum_{j=1}^{3} \delta_{kj} S_{ij} + \sigma_{k\nu}\lambda_{1\,ki} + \sigma_{k\eta}\lambda_{2\,ki} + u_{ki}; \qquad k = 0, 1 \tag{2.12}$$

47. Le modèle estimé en première étape est proche du modèle probit bivarié, en tenant compte toutefois de la nature ordinale de la fréquence des grèves. L'estimation du modèle est réalisée grâce à la commande `cmp` (voir Roodman, 2011), sous Stata.

La procédure permettant d'obtenir les termes de correction λ_1 et λ_2 est détaillée dans la section Annexe A.2, à la fin de l'article. Une fois l'endogénéité entre la fréquence de grèves et l'absentéisme contrôlée, λ_1 et λ_2 contrôlent pour la sélection non-aléatoire des entreprises dans l'état $k = 0, 1$ et pour l'endogénéité des fréquences de grèves dans l'équation de productivité du travail. Le niveau de significativité des paramètres $\sigma_{k\nu}$ et $\sigma_{k\eta}$ indiquent respectivement l'endogénéité de la fréquence des grèves et l'auto-sélection dans l'état $k = 0, 1$. Si $\sigma_{k\nu} \neq 0$ et/ou $\sigma_{k\eta} \neq 0$, les écarts-type estimés sont biaisés du fait de la présence de régresseurs générés et nécessitent d'être ajustés, par la méthode *bootstrap*.

Nous reportons dans la Table 2.5 les coefficients estimés des équations d'absentéisme A^* et de fréquence des grèves S^*, lorsque estimées séparément (1) et simultanément (2). Dans le modèle d'équations simultanées, le coefficient ρ estimé est significativement différent de 0, indiquant que les termes d'erreur ν et η sont corrélés ; la fréquence des grèves est donc endogène à l'existence d'un problème d'absentéisme dans l'entreprise. Le fait de contrôler l'endogénéité des variables de fréquence de grèves dans l'équation d'absentéisme modifie sensiblement les paramètres estimés pour ces variables. Lorsque la fréquence des grèves est considérée comme exogène (1), chaque variable S_j présente un effet positif sur la probabilité d'absentéisme, seul l'effet de S_3 – fréquence supérieure à 5 grèves – étant significativement différent de 0. En contrôlant l'endogénéité de la fréquence des grèves (2), les variables de fréquence des grèves S_j sont associées négativement à la probabilité d'absentéisme, avec un effet négatif croissant avec le nombre de grèves. Seul l'effet de 3-5 grèves ressort comme statistiquement significatif. Cependant, compte tenu de la forme réduite des équations A^* et S^*, les coefficients de ces deux équations doivent être interprétés avec précaution. L'endogénéité avérée des fréquences de grèves S_j dans l'équation d'absentéisme A^* implique que la méthode d'estimation décrite ci-dessus est préférée à une correction séparée de l'auto-sélection et de l'endogénéité de S^* dans l'équation de productivité du travail [48]

48. Cette méthode consiste, à l'inverse, à introduire dans l'équation de productivité du travail $\ln y$ l'inverse du ratio de Mills et les résidus généralisés, calculés respectivement à partir des équations probit et probit ordonné, estimées séparément en première étape.

Table 2.5: Equations d'absentéisme (probit) et de fréquence des grèves (probit ordonné) – première étape

	(1) Fréquence de grèves exogène Equations indépendantes				(2) Fréquence de grèves endogène Equations simultanées			
Variable dépendante	Absentéisme A^*		Fréq. grèves S^*		Absentéisme A^*		Fréq. grèves S^*	
	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)
S_1 : 1-2 grèves	0.104	(0.088)	—		-0.423	(0.259)	—	
S_2 : 3-5 grèves	0.064	(0.137)	—		-0.635*	(0.350)	—	
S_3 : > 5 grèves	0.270*	(0.139)	—		-0.673	(0.456)	—	
$\ln K/L$	-0.037	(0.024)	0.086***	(0.028)	-0.014	(0.026)	0.085***	(0.027)
$\ln L$	-0.000	(0.022)	0.204***	(0.027)	0.039	(0.029)	0.201***	(0.026)
Multi-établissements	-0.109	(0.072)	-0.230***	(0.082)	-0.140*	(0.072)	-0.221***	(0.081)
Bourse	-0.063	(0.065)	-0.108	(0.068)	-0.077	(0.064)	-0.102	(0.068)
% femmes	0.536***	(0.162)	-0.660***	(0.200)	0.437***	(0.168)	-0.731***	(0.203)
% CDD	-0.243	(0.262)	-0.487*	(0.290)	-0.282	(0.261)	-0.382	(0.295)
CSP (ref : % employés)								
% cadres	-1.356***	(0.210)	0.796***	(0.250)	-1.217***	(0.224)	0.766***	(0.248)
% TAM	-0.665***	(0.230)	1.469***	(0.292)	-0.429*	(0.255)	1.476***	(0.286)
% ouvriers	0.467***	(0.167)	0.983***	(0.229)	0.549***	(0.168)	0.956***	(0.227)
Présence syndicale	0.332***	(0.091)	0.514***	(0.188)	0.354***	(0.090)	0.544***	(0.187)
Instruments :								
Syndicalisation > 5%	0.230***	(0.065)	0.417***	(0.069)	0.308***	(0.072)	0.427***	(0.069)
Faible activité syndicale (bassin d'emploi)	-0.185***	(0.059)	-0.257***	(0.065)	-0.234***	(0.061)	-0.253***	(0.064)
CFDT*	—		0.200**	(0.090)	—		0.184**	(0.089)
CGT*	—		0.474***	(0.098)	—		0.459***	(0.098)
Secteur (16)	X		X		X		X	
Age entreprise (6)	X		X		X		X	
ρ					0.408**	(0.203)		
Constante	0.267	(0.306)			-0.066	(0.348)		
μ_1			4.049***	(0.417)			4.066***	(0.422)
μ_2			4.806***	(0.419)			4.820***	(0.425)
μ_3			5.291***	(0.421)			5.304***	(0.427)
Test de Wald sur instruments*	0.52	(0.771)	31.09	(0.000)				
Observations	2149		2149		2149			
Log-vraisemblance	-1323.763		-1337.421		-2658.000			

Notes : *** significatif à 1%, ** à 5%, * à 10%. Les écarts-type, entre parenthèses, sont robustes à la présence d'hétéroscédasticité. TAM = Techniciens et Agents de Maîtrise.

Table 2.6: Equations de productivité du travail selon $A = 0, 1$: contrôle de l'endogénéité de la fréquence des grèves

	Productivité du travail : $\ln y$											
	(1)				(2)				(3)			
	$A = 0$		$A = 1$		$A = 0$		$A = 1$		$A = 0$		$A = 1$	
	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)
S_1 : 1-2 grèves	0.068	(0.048)	-0.022	(0.033)	0.247***	(0.089)	-0.009	(0.081)	0.241***	(0.092)	0.078	(0.088)
S_2 : 3-5 grèves	0.278***	(0.083)	0.053	(0.057)	0.524***	(0.125)	0.070	(0.115)	0.556***	(0.178)	0.028	(0.154)
S_3 : > 5 grèves	-0.031	(0.097)	-0.069	(0.082)	0.311*	(0.163)	-0.046	(0.143)	-0.171	(0.356)	-0.298	(0.276)
$\ln K/L$	0.127***	(0.015)	0.161***	(0.015)	0.120***	(0.015)	0.160***	(0.016)	0.122***	(0.015)	0.161***	(0.015)
$\ln L$	0.016	(0.012)	0.027***	(0.010)	0.0004	(0.013)	0.026**	(0.011)	0.007	(0.014)	0.023**	(0.011)
Multi-étab.	-0.026	(0.040)	0.043	(0.033)	-0.015	(0.041)	0.044	(0.034)	-0.018	(0.040)	0.043	(0.033)
Bourse	0.161***	(0.038)	0.062**	(0.030)	0.165***	(0.038)	0.062**	(0.030)	0.152***	(0.036)	0.054*	(0.030)
% femmes	-0.129	(0.099)	-0.147**	(0.064)	-0.089	(0.098)	-0.144**	(0.063)	-0.102	(0.103)	-0.110*	(0.066)
% CDD	0.211*	(0.117)	-0.083	(0.089)	0.229*	(0.119)	-0.082	(0.095)	0.219*	(0.124)	-0.073	(0.095)
CSP (ref : % employés)												
% cadres	0.880***	(0.104)	1.003***	(0.132)	0.859***	(0.103)	1.000***	(0.135)	0.876***	(0.106)	0.989***	(0.133)
% TAM	0.405***	(0.120)	0 0.474***	(0.118)	0.326***	(0.123)	0.469***	(0.118)	0.345***	(0.118)	0.446***	(0.122)
% ouvriers	-0.123	(0.091)	-0.211***	(0.075)	-0.157*	(0.092)	-0.214***	(0.079)	-0.146	(0.094)	-0.244***	(0.079)
Présence syndicale	-0.131***	(0.041)	-0.077*	(0.040)	-0.149***	(0.042)	-0.079*	(0.042)	-0.143***	(0.043)	-0.125***	(0.046)
λ					-0.150**	(0.059)	-0.010	(0.049)	-0.092	(0.087)	-0.160*	(0.090)
$S_1 \times \lambda$									-0.097	(0.111)	0.130	(0.088)
$S_2 \times \lambda$									-0.121	(0.158)	0.265**	(0.114)
$S_3 \times \lambda$									0.270	(0.199)	0.395**	(0.189)
$\chi^2(3)$									2.960	(0.397)	7.620*	(0.055)
Secteur (16)	*X*		*X*		*X*		*X*		*X*		*X*	
Age entreprise (6)	*X*		*X*		*X*		*X*		*X*		*X*	
Constante u_{ki}	4.088***	(0.219)	3.473***	(0.150)	4.195***	(0.223)	3.482***	(0.160)	4.162***	(0.235)	3.491***	(0.156)
Test de Wald sur instruments												
Equation S^*					87.83	(0.000)	87.83	(0.000)	87.83	(0.000)	87.83	(0.000)
Equation $\ln y$					0.33	(0.860)	0.80	(0.527)	0.33	(0.860)	0.80	(0.527)
Observations	1009		1140		1009		1140		1009		1140	
R^2	0.494		0.533		0.482		0.520		0.483		0.524	

Notes : *** significatif à 1%, ** à 5%, * à 10%. Les écarts-type, entre parenthèses, sont robustes à la présence d'hétéroscédasticité, ajustés par la méthode *bootstrap* (1 000 réplications) dans (2) et (3). λ correspond au *résidu généralisé*, obtenu à partir du modèle probit ordonné pour la fréquence des grèves, en première étape. Instruments : taux de syndicalisation de la main d'oeuvre supérieur à 5% (binaire), activité syndicale peu intense dans le bassin d'emploi (binaire). TAM = Techniciens et Agents de Maîtrise.

Nous analysons ensuite les résultats des équations de productivité du travail, estimées sur nos deux sous-échantillons : $A = 0, 1$. Nous tenons uniquement compte, dans un premier temps, de l'endogénéité des fréquences de grèves S_j dans les équations de productivité du travail $\ln y_k$, en supposant l'absence de biais de sélection (voir Table 2.6). Les estimations reportées dans les colonnes (2) et (3) sont obtenues en utilisant la même méthode que celle utilisée précédemment sur l'échantillon total. Afin d'évaluer les changements apportés par nos corrections, nous reportons, dans la colonne (1), les résultats des estimations réalisées en ignorant l'endogénéité des fréquences de grèves S_j. Le paramètre associé aux résidus généralisés λ_j, introduits dans (2), nous indique que les estimations reportées dans (1) souffrent d'un problème d'endogénéité, dans le seul cas des entreprises non-concernées par un problème d'absentéisme ($A = 0$) ; dans le cas des entreprises concernées par un problème d'absentéisme ($A = 1$), le paramètre associé aux résidus généralisés n'apparait pas être significativement différent de 0. L'absence de prise en compte de cette endogénéité, lorsque $A = 0$, mène à une sous-estimation de l'effet positif de chaque fréquence de grève S_j sur la productivité du travail. Une fois contrôlé ce biais d'hétérogénéité inobservée, nous obtenons un effet significativement positif du nombre de grèves sur la productivité du travail, croissant jusqu'à 5 grèves puis décroissant au-delà. A l'inverse, en présence d'un problème d'absentéisme ($A = 1$), la fréquence des grèves ne présente pas d'effet significatif sur la productivité du travail. Nous testons, dans (3), si les effets des fréquences de grève S_j varient significativement en fonction des caractéristiques inobservables, en introduisant les termes d'interaction $S_j \times \lambda$. Ces termes d'interaction ne présentent pas d'effet conjointement significatif lorsque $A = 0$, ce qui indique que les estimations reportées dans (2) ne sont pas affectées par un problème d'hétérogénéité dans l'effet des fréquences de grèves S_j. Lorsque $A = 1$, ces termes d'interaction sont, à l'inverse, conjointement significativement différents de 0. La prise en compte de cette deuxième source de biais, lorsque $A = 1$, modifie sensiblement les coefficients associés aux S_j : l'effet négatif de S_3 augmente sensiblement mais reste statistiquement non-différent de 0, à l'image des fréquences inférieures S_1 et S_2.

Dans la Table 2.7, nous testons désormais si la sélection non-aléatoire des deux sous-échantillons, réalisée à partir de la variable d'absentéisme est source de biais dans

nos estimations. Dans (1) et (2), les variables de fréquence des grèves sont supposées être exogènes dans l'équation de sélection A^* mais endogènes dans les équations de productivité du travail $\ln y_k$. Ainsi, nous contrôlons pour l'auto-sélection de $A = 0, 1$ et l'endogénéité des S_j, en estimant séparément les équations A^* et S^* dans une première étape et en introduisant, dans l'équation d'intérêt ($\ln y$), l'inverse du ratio de Mills et les résidus généralisés, issus respectivement des équations A^* et S^* (Table 2.5, col. (1)). Dans (3) et (4), nous tenons compte de ces deux sources de biais simultanément, en introduisant dans l'équation d'intérêt les termes de correction λ_1 et λ_2, calculés à partir de l'estimation simultanée des équations A^* et S^* à la première étape ; nous tenons compte ainsi de l'endogénéité entre l'absentéisme et la fréquence des grèves. Compte tenu de la significativité du coefficient ρ entre les termes d'erreur ces deux équations, nous discutons principalement des résultats reportés dans les colonnes (3) et (4). Le premier enseignement des résultats reportés est que la sélection non-aléatoire des deux sous-échantillons n'entraîne pas de biais significatif dans les estimations, compte tenu de la non-significativité du terme de correction λ_η dans chaque sous-échantillon.

Lorsque $A = 0$, les coefficients reportés dans (3) s'avèrent être très proches de ceux reportés dans la Table 2.6 (col. (2)). Dans ce cas précis, le fait de contrôler l'endogénéité des fréquences de grèves dans l'équation d'absentéisme en plus de leur endogénéité dans l'équation de productivité du travail entraîne une légère augmentation de leurs coefficients dans cette dernière équation. La prise en compte de cette deuxième forme d'endogénéité s'avère être néanmoins critique pour contrôler la présence d'un biais de sélection. En contrôlant l'auto-sélection sans tenir compte de l'endogénéité entre absentéisme et fréquence des grèves (Table 2.7, col. (1)), l'effet de chaque fréquence de grèves S_j sur la productivité du travail apparaît être fortement sur-estimé. En outre, l'inverse du ratio de Mills λ_η indique un problème d'auto-sélection lorsque la fréquence des grèves et l'absentéisme sont supposés être non-corrélés. Lorsque $A = 1$, les termes de correction introduits dans chacune des spécifications (Table 2.7) n'indiquent aucun problème d'auto-sélection et d'endogénéité des S_j dans l'estimation des équations de productivité du travail. Conformément aux résultats présentés précédemment dans la Table 2.6, l'occurrence de grèves ne présente pas d'effet significatif sur la productivité, dans les entreprises enregistrant un problème d'absentéisme de leurs salariés ($A = 1$).

Table 2.7: Equations de productivité du travail selon $A = 0, 1$:
contrôle de l'endogénéité de la fréquence des grèves et de l'auto-sélection

	Productivité du travail : $\ln y$															
	(A) Endogénéité de S_j dans $\ln y$ ($\rho = 0$)								(B) Endogénéité de S_j dans $\ln y$ et A^* ($\rho \neq 0$)							
	(1)				(2)				(3)				(4)			
	$A = 0$		$A = 1$		$A = 0$		$A = 1$		$A = 0$		$A = 1$		$A = 0$		$A = 1$	
	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)	Coef.	(E.-T.)
S_1 : 1-2 grèves	0.399***	(0.117)	-0.036	(0.096)	0.399***	(0.122)	0.037	(0.100)	0.275**	(0.108)	-0.045	(0.090)	0.312***	(0.120)	0.035	(0.110)
S_2 : 3-5 grèves	0.710***	(0.153)	0.038	(0.124)	0.766***	(0.221)	-0.024	(0.174)	0.552***	(0.142)	0.031	(0.122)	0.664***	(0.214)	0.039	(0.162)
S_3 : > 5 grèves	0.604***	(0.210)	-0.100	(0.168)	0.0004	(0.395)	-0.284	(0.325)	0.318*	(0.176)	-0.070	(0.153)	-0.123	(0.342)	-0.235	(0.263)
$\ln K/L$	0.106***	(0.016)	0.163***	(0.016)	0.108***	(0.016)	0.161***	(0.017)	0.120***	(0.015)	0.158***	(0.015)	0.121***	(0.015)	0.160***	(0.016)
$\ln L$	-0.007	(0.013)	0.027**	(0.011)	-0.001	(0.014)	0.027**	(0.012)	0.004	(0.013)	0.022**	(0.011)	0.008	(0.014)	0.023*	(0.012)
Multi-étab.	-0.043	(0.041)	0.050	(0.033)	-0.042	(0.043)	0.037	(0.034)	-0.019	(0.039)	0.044	(0.034)	-0.021	(0.043)	0.042	(0.033)
Bourse	0.156***	(0.038)	0.065**	(0.029)	0.141***	(0.039)	0.055*	(0.030)	0.165***	(0.039)	0.062**	(0.030)	0.150***	(0.037)	0.055*	(0.029)
% femmes	0.074	(0.112)	-0.173**	(0.081)	0.060	(0.121)	-0.120	(0.092)	-0.088	(0.101)	-0.129*	(0.067)	-0.090	(0.103)	-0.106	(0.069)
% CDD	0.182	(0.121)	-0.069	(0.098)	0.177	(0.116)	-0.084	(0.100)	0.214*	(0.122)	-0.082	(0.095)	0.206*	(0.122)	-0.077	(0.092)
CSP (ref : % employés)																
% cadres	0.526***	(0.177)	1.097***	(0.205)	0.550***	(0.193)	0.968***	(0.244)	0.846***	(0.103)	0.959***	(0.141)	0.847***	(0.107)	0.971***	(0.137)
% TAM	0.111	(0.148)	0.515***	(0.142)	0.129	(0.159)	0.459***	(0.162)	0.332***	(0.119)	0.435***	(0.119)	0.333***	(0.124)	0.436***	(0.119)
% ouvriers	-0.023	(0.105)	-0.233***	(0.087)	-0.025	(0.108)	-0.221**	(0.088)	-0.136	(0.091)	-0.219***	(0.077)	-0.130	(0.094)	-0.236***	(0.080)
Présence syndicale	-0.049	(0.053)	-0.101*	(0.057)	-0.061	(0.054)	-0.099*	(0.059)	-0.133***	(0.041)	-0.082*	(0.043)	-0.142***	(0.045)	-0.116**	(0.049)
λ_ν	-0.234***	(0.072)	0.005	(0.054)	-0.219**	(0.103)	-0.086	(0.095)	-0.144**	(0.062)	0.009	(0.054)	-0.179	(0.161)	-0.089	(0.117)
λ_η	0.457**	(0.195)	-0.098	(0.164)	0.436*	(0.228)	0.030	(0.204)	-0.012	(0.026)	0.071	(0.073)	-0.032	(0.050)	0.034	(0.077)
$S_1 \times \lambda_\nu$					-0.034	(0.127)	0.062	(0.092)					0.018	(0.181)	0.068	(0.106)
$S_2 \times \lambda_\nu$					-0.079	(0.202)	0.194*	(0.111)					-0.033	(0.202)	0.172	(0.118)
$S_3 \times \lambda_\nu$					0.416*	(0.224)	0.268	(0.202)					0.318	(0.262)	0.287	(0.212)
$\chi^2(3)$					3.88	(0.275)	4.19	(0.241)					2.76	(0.430)	3.64	(0.303)
Secteur (16)	X		X		X		X		X		X		X		X	
Age entreprise (6)	X		X		X		X		X		X		X		X	
Constante u_{ki}	4.670***	(0.305)	3.532***	(0.182)	4.626***	(0.335)	3.450***	(0.185)	4.186***	(0.232)	3.524***	(0.163)	4.171***	(0.226)	3.500***	(0.168)
Observations	1009		1140		1009		1140		1009		1140		1009		1140	
R^2	0.484		0.520		0.486		0.521		0.482		0.523		0.482		0.523	

NOTES : *** significatif à 1%, ** à 5%, * à 10%. Les écarts-type, entre parenthèses, sont robustes à la présence d'hétéroscédasticité, ajustés avec la méthode *bootstrap* (1 000 réplications). λ_ν et λ_η correspondent, dans (1) et (2), respectivement au *résidu généralisé* dérivé du modèle probit ordonné S^* et à l'inverse du ratio de Mills dérivé du modèle probit A^*. Dans (3) et (4), λ_ν et λ_η correspondent aux termes de correction calculés à partir du modèle bivarié pour A^* et S^*. $\chi^2(3)$ indique le résultat du test de Wald réalisé sur les termes d'interaction $S_j \times \lambda_\nu$.

Les résultats issus de cette deuxième série d'estimations permettent ainsi de mettre en évidence le rôle déterminant de la satisfaction au travail des salariés quant à la nature de l'effet de la fréquence de grèves sur la productivité du travail. L'effet de la fréquence des grèves sur la productivité du travail apparaît varier significativement en fonction du niveau de satisfaction au travail au sein de la main d'oeuvre. L'effet positif de faibles fréquences de grèves, tel qu'estimé précédemment sur l'échantillon total (voir Section 2.5.1), n'apparaît jouer qu'en l'absence de manifestation de mécontentement de la part des salariés – *i.e.* absentéisme. Dans les entreprises confrontées à un niveau appréciable de mécontentement au sein de leur main d'oeuvre, l'incidence de grèves n'entraîne pas de variation significative de la productivité du travail. La vision théorique des grèves comme formes d'expression collective des salariés (*e.g.* Knight, 1989; Godard, 1992; Drinkwater & Ingram, 2005) se révèle donc être pertinente, dans notre cas, pour interpréter l'effet positif d'une fréquence modérée des grèves sur la productivité du travail. L'incidence de grèves peut affecter positivement la productivité du travail à travers l'amélioration de la satisfaction au travail des salariés, et des augmentations consécutives de coopération et d'effort dans l'entreprise. En présence d'un problème d'absentéisme dans l'entreprise, résultat du mécontentement des salariés, le rôle d'expression collective des grèves apparaît ne pas être à l'oeuvre, d'où l'absence d'effet significatif sur la productivité du travail. Dans ce dernier cas, l'effet neutre des grèves obtenu est en accord avec une conclusion répandue dans la littérature (*e.g.* McHugh, 1991). En considérant l'activité de grève comme un indicateur du climat des relations de travail, l'effet négatif estimé des grèves relève essentiellement des refus de coopération et d'effort de la main d'oeuvre.

2.6 Conclusion

Nous estimons, dans cet article, l'effet de la fréquence des grèves sur la productivité du travail dans le cadre des entreprises françaises, à partir des données appariées de l'enquête REPONSE 2002-2004 et des Enquêtes Annuelles d'Entreprises (EAE). L'effet de l'activité de grève sur la productivité des entreprises a principalement été étudié par le passé dans des cadres institutionnels anglo-saxons ; aucune étude, à ce jour, n'a été

réalisée dans le contexte français, où les grèves occupent pourtant une place importante parmi les entreprises. La littérature existante suppose l'existence d'effets indirects de l'activité de grève, principalement liés à la satisfaction au travail des salariés, mais peu examinés empiriquement, que nous tentons d'évaluer en considérant l'absentéisme des salariés comme un indicateur inverse de la satisfaction au travail des salariés dans l'entreprise (*e.g.* Clegg, 1983; Drago & Wooden, 1992; Clark *et al.*, 1998).

Les résultats présentés dans cet article montrent que la fréquence des grèves a un effet non-linéaire sur la productivité du travail dans les entreprises françaises, à l'image des résultats obtenus par Knight (1989) dans le cadre des industries manufacturières britanniques. En contrôlant les biais liés à l'hétérogénéité inobservée, grâce à une approche par fonction de contrôle, nous obtenons que les grèves ont un effet positif et croissant sur la productivité du travail jusqu'à cinq grèves sur la période 2002-2004, puis décroissant voire potentiellement négatif au-delà. Cet effet positif d'une fréquence modérée des grèves sur la productivité du travail peut s'interpréter à travers leur rôle dans l'apport d'un mécanisme d'expression collective – ou 'collective voice' – aux salariés (*e.g.* Godard, 1992; Knight, 1989; Drinkwater & Ingram, 2005), supposé bénéfique pour la coopération et l'effort des salariés dans l'entreprise. Cette vision théorique suppose un niveau supérieur de satisfaction au travail au sein de la main d'oeuvre, dans la formulation d'un effet positif de la grève sur la productivité du travail (*e.g.* Godard, 1992; Drinkwater & Ingram, 2005).

Nous évaluons ainsi, dans un second temps, l'importance du niveau de satisfaction au travail des salariés quant à la nature de l'effet de la fréquence des grèves sur la productivité du travail, en distinguant les entreprises selon qu'elles sont concernées par un problème d'absentéisme ou non. L'incidence de grèves s'avère être positive pour la productivité du travail uniquement lorsqu'elle n'est pas associée à un problème d'absentéisme dans l'entreprise, en accord avec la vision des grèves comme formes d'expression collective. A l'inverse, lorsqu'associées à un problème d'absentéisme dans l'entreprise, les grèves ne présentent pas d'effet significatif sur la productivité du travail ; un effet neutre cohérent avec des résultats existants dans la vision standard des grèves (*e.g.* McHugh, 1991). Lorsque l'activité de grève reflète à juste titre des relations de travail dégradées dans l'entreprise, elle n'est associée à aucune variation significative

de la productivité du travail.

L'analyse empirique, conduite dans cet article, considère essentiellement une relation statique entre la fréquence des grèves et la productivité du travail. Cette analyse mériterait d'être approfondie en tenant compte des relations dynamiques entre les grèves et la productivité du travail. Les effets 'potentiellement' indirects de la grève, présentés dans cet article, nécessiteraient ainsi d'être examinés dans le temps, à partir de données longitudinales sur ces formes de conflit.

2.7 Annexes

2.7.1 Définition des variables

Variables	Définition	Moy.	E.-type
Valeur ajoutée (Y)	Valeur ajoutée déflatée par les indices de prix sectoriels publiés par l'INSEE	438 668	2 016 857
Nombre total de salariés (L)	Nombre total de salariés dans l'entreprise en 2004	4 926.64	16 469.96
Productivité du travail ($\ln y$)	Logarithme du ratio valeur ajoutée sur nombre total de salariés	3.925	0.635
Stock de capital (K)	Le stock de capital est déterminé à partir de la valeur comptable des immobilisations corporelles en 2004	2 434 799	1.74×10^7
Intensité capitalistique ($\ln K/L$)	Logarithme du ratio entre le stock de capital et le nombre total de salariés dans l'entreprise, en 2004	3.756	1.754
Taille d'entreprise ($\ln L$)	Logarithme du nombre total de salariés dans l'entreprise en 2004	6.273	2.030
Secteur	Variables binaires égales à 1 si l'entreprise appartient à l'un des 16 postes de la Nomenclature d'Activités Française (NAF), égales à 0 sinon	—	—
Age de l'entreprise	Variables binaires égales à 1 si l'entreprise appartient à une des six classes suivantes : moins de 10 ans, 10-14 ans, 15-19 ans, 20-29 ans, 30-44 ans, 45 ans et plus, égales 0 sinon	—	—
Multi-établissements	Variable binaire égale à 1 si l'entreprise est composée d'au moins deux établissements, égale à 0 sinon	0.626	
Bourse	Variable binaire égale à 1 si l'entreprise est cotée en Bourse, égale à 0 sinon	0.420	
% cadres[a]	Variables continues indiquant le pourcentage de la main d'oeuvre appartenant à chacune des catégories socio-professionnelles, en 2004	0.159	0.202
% TAM[b]		0.208	0.164
% employés		0.202	0.271
% ouvriers		0.431	0.324
% femmes	Variable continue indiquant le pourcentage de salariées au sein de la main d'oeuvre	0.327	0.229
% CDD	Variable continue indiquant le pourcentage de salariés avec un contrat à durée déterminée au sein de la main d'oeuvre	0.048	0.111
Fréquence des grèves	Nombre de grèves déclarées sur la période 2002-2004 : 0, 1-2, 3-5, > 5	—	—
Présence syndicale	Variable binaire égale à 1 si au moins un délégué syndical est présent dans l'établissement	0.680	
Absentéisme	Variable binaire égale à 1 si l'employeur considère que l'absentéisme représente un problème pour au moins une catégorie socio-professionnelle (cadres, techniciens et agents de maîtrise, employés, ouvriers) dans l'établissement	0.531	

Notes : Echantillon de 2149 observations. [a] Les cadres intègrent également les dirigeants de l'entreprise. [b] TAM : Techniciens et Agents de Maîtrise.

2.7.2 Calcul des termes de correction dans le modèle en deux étapes

Modèle avec contrôle de l'auto-sélection de l'absentéisme et de l'endogénéité des fréquences de grèves

Nous détaillons, dans cette section annexe, la procédure permettant d'obtenir les termes de correction λ_1 et λ_2 introduits dans l'équation (2.13) afin de contrôler simul-

tanément l'auto-sélection liée à l'absentéisme $k = 0, 1$ et l'endogénéité des fréquences de grèves dans l'équation de productivité du travail, en tenant compte de la corrélation non-nulle entre l'absentéisme et la fréquence des grèves. La méthode d'estimation proposée est une méthode en deux étapes : en première étape, les équations d'absentéisme (A^*) et de fréquence des grèves (S^*) sont estimées simultanément dans un modèle de type bivarié :

$$S_i^* = \mathbf{W}_i'\theta + \nu_i, \qquad S_i = j \text{ si } \mu_{j-1} < S_i^* \leqslant \mu_j, \; j \in \{0, 3\}$$
$$A^* = \sum_{j=1}^{3} \zeta_j S_{ij} + \mathbf{V}_i'\gamma + \eta_i, \qquad A = 1(A^* > 0)$$

où $\rho = \text{corr}(\nu, \eta)$ est supposé non-nul. Les paramètres estimés lors de cette première étape $\{\hat{\theta}, \hat{\gamma}, \hat{\rho}\}$ sont utilisés pour calculer les termes de correction λ_1 et λ_2, introduits dans l'équation structurelle de productivité du travail ($\ln y$), en deuxième étape :

$$\ln y_{ki} = \mathbf{X}_i'\beta_k + \sum_{j=1}^{3} \delta_{kj} S_{ij} + \sigma_{k\nu}\lambda_{1\,ki} + \sigma_{k\eta}\lambda_{2\,ki} + u_{ki}; \qquad k = 0, 1 \tag{2.13}$$

Nous détaillons les calculs permettant d'obtenir les termes de correction λ_1 et λ_2 dans le cas où $k = 1$, *i.e.* l'effet de la fréquence des grèves sur la productivité du travail est estimé pour les seuls établissements déclarant un problème d'absentéisme de leurs salariés. Cette procédure est également détaillée dans les travaux de Zabel (1998) et Ghinetti (2004) .

En considérant l'équation de productivité du travail pour les entreprises concernées par un problème d'absentéisme ($A = 1$), l'espérance conditionnelle du terme d'erreur u_1 peut s'écrire et se décomposer ainsi :

$$
\begin{aligned}
E(u_1|S, A=1) = & \sum_{j=0}^{3} E(u_1|S=j, A=1) \times (S=j) \\
= & E(u_1|\nu < \mu_1 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) \times (S=0) \\
& + \sum_{j=1}^{2} E(u_1|\mu_j - \mathbf{W}'\theta < \nu < \mu_{j+1} - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) \times (S=j) \\
& + E(u_1|\nu > \mu_3 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) \times (S=3)
\end{aligned}
$$

Compte tenu des hypothèses de distribution retenues :

$$
\begin{aligned}
& E(u_1|\nu, \eta) = c_1\nu + c_2\eta \\
& c_1 = \frac{\sigma_{1\nu} - \sigma_{1\eta}}{1-\rho}; \quad c_2 = \frac{\sigma_{1\eta} - \sigma_{1\nu}}{1-\rho}
\end{aligned}
$$

nous pouvons ensuite dériver la forme fonctionnelle de ces espérances conditionnelles.

Lorsque $\mathbf{S} = \mathbf{0}$, la forme fonctionnelle de l'espérance conditionnelle de u_1 peut s'écrire ainsi :

$$
\begin{aligned}
E(u_1|\nu < \mu_1 - \mathbf{W}'\theta, \eta > -\mathbf{V}'\gamma) = & c_1\, E(\nu|\nu < \mu_1 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) \\
& + c_2\, E(\eta|\nu < \mu_1 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma)
\end{aligned}
$$

En utilisant les résultats des distributions normales bivariées tronquées, nous obtenons :

$$
c_1\, E(\nu|\nu < \mu_1 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) = -c_1\lambda_{01}^1 + \rho c_1 \lambda_{01}^2
$$

et

$$
c_2\, E(\eta|\nu < \mu_1 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) = c_2\lambda_{01}^2 - \rho c_2 \lambda_{01}^1
$$

avec :

$$\lambda_{01}^{1} = \frac{\phi(\mu_1 - \mathbf{W}'\theta) \cdot \left[1 - \Phi\left(\frac{-\mathbf{V}'\gamma - \rho(\mu_1 - \mathbf{W}'\theta)}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right]}{\Pr(\nu < \mu_1 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma)}$$

$$\lambda_{01}^{2} = \frac{\phi(-\mathbf{V}'\gamma) \cdot \left[1 - \Phi\left(\frac{\mu_1 - \mathbf{W}'\theta + \rho\mathbf{V}'\gamma}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right]}{\Pr(\nu < \mu_1 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma)}$$

où :

$$\Pr(S = 0, A = 1) = \Pr(\nu < \mu_1 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) = \Phi_2(\mathbf{V}'\gamma, \mu_1 - \mathbf{W}'\theta, -\rho)$$

Φ_2 correspond à la fonction de distribution cumulative de la loi normale bivariée. Ainsi, l'espérance conditionnelle du terme d'erreur u_1 lorsque $A = 1$ et $S = 0$ s'obtient en ajoutant les termes :

$$E(u_1|\nu < \mu_1 - \mathbf{W}'\theta, \eta > -\mathbf{V}'\gamma) = -\sigma_{a_1\nu}\lambda_{01}^{1} + \sigma_{1\eta}\lambda_{01}^{2}$$

Lorsque $\mathbf{S} = \mathbf{j}$, $\forall\, j \in \{1, 2\}$, la forme fonctionnelle des espérances conditionnelles peut s'écrire ainsi :

$$\begin{aligned} &E(u_1|\mu_j - \mathbf{W}'\theta < \nu < \mu_{j+1} - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) \\ &= c_1\, E(\nu|\mu_j - \mathbf{W}'\theta < \nu < \mu_{j+1} - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) \\ &+ c_2\, E(\eta|\mu_j - \mathbf{W}'\theta < \nu < \mu_{j+1} - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) \end{aligned}$$

À partir des résultats des distributions normales bivariées tronquées, nous obtenons ainsi :

$$c_1\, E(\nu|\mu_j - \mathbf{W}'\theta < \nu < \mu_{j+1} - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) = c_1(\lambda^1_{j1} - \lambda^2_{j1}) + \rho c_1 \lambda^3_{j1}$$

et

$$c_2\, E(\eta|\mu_j - \mathbf{W}'\theta < \nu < \mu_{j+1} - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) = c_2\rho(\lambda^1_{j1} - \lambda^2_{j1}) + c_2 \lambda^3_{j1}$$

avec :

$$\lambda^1_{j1} = \frac{\phi(\mu_j - \mathbf{W}'\theta) \cdot \left[1 - \Phi\left(\frac{-\mathbf{V}'\gamma - \rho(\mu_j - \mathbf{W}'\theta)}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right]}{\Pr(\mu_j - \mathbf{W}'\theta < \nu < \mu_{j+1} - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma)}$$

$$\lambda^2_{j1} = \frac{\phi(\mu_{j+1} - \mathbf{W}'\theta) \cdot \left[1 - \Phi\left(\frac{-\mathbf{V}'\gamma - \rho(\mu_{j+1} - \mathbf{W}'\theta)}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right]}{\Pr(\mu_j - \mathbf{W}'\theta < \nu < \mu_{j+1} - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma)}$$

$$\lambda^3_{j1} = \frac{\phi(-\mathbf{V}'\gamma) \cdot \left[\Phi\left(\frac{\mu_{j+1} - \mathbf{W}'\theta + \rho\mathbf{V}'\gamma}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) - \Phi\left(\frac{\mu_j - \mathbf{W}'\theta - \rho\mathbf{V}'\gamma}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right]}{\Pr(\mu_j - \mathbf{W}'\theta < \nu < \mu_{j+1} - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma)}$$

où :

$$\begin{aligned}\Pr(S=j, A=1) =& \Pr(\mu_j - \mathbf{W}'\theta < \nu < \mu_{j+1} - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma)\\ =& \Phi_2(\mathbf{V}'\gamma, \mu_{j+1} - \mathbf{W}'\theta, -\rho) - \Phi_2(\mathbf{V}'\gamma, \mu_j - \mathbf{W}'\theta, -\rho)\end{aligned}$$

L'espérance conditionnelle du terme d'erreur u_1, lorsque $A = 1$ et $S = j$, $\forall j \in \{1, 2\}$, s'obtient en combinant les termes précédents :

$$E(u_1|\mu_j - \mathbf{W}'\theta < \nu < \mu_{j+1} - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) = \sigma_{1\nu}(\lambda^1_{j1} - \lambda^2_{j1}) + \sigma_{1\eta}\lambda^3_{j1}$$

Enfin, lorsque $\mathbf{S = 3}$, la forme fonctionnelle de l'espérance conditionnelle s'écrit :

$$E(u_1|\nu > \mu_3 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) = c_1\, E(\nu|\nu > \mu_3 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) + c_2\, E(\eta|\nu > \mu_3 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma)$$

À partir des résultats des distributions normales bivariées tronquées, nous obtenons ainsi :

$$c_1\, E(\nu|\nu > \mu_3 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) = c_1\, \lambda_{31}^1 + \rho c_1\, \lambda_{31}^2$$

et

$$c_2\, E(\eta|\nu > \mu_3 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) = c_2\, \rho\lambda_{31}^2 + c_2\, \lambda_{31}^1$$

avec :

$$\lambda_{31}^1 = \frac{\phi(\mu_3 - \mathbf{W}'\theta) \cdot \left[1 - \Phi\left(\frac{-\mathbf{V}'\gamma - \rho(\mu_3 - \mathbf{W}'\theta)}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right]}{\Pr(\nu > \mu_3 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma)}$$

$$\lambda_{31}^2 = \frac{\phi(-\mathbf{V}'\gamma) \cdot \left[1 - \Phi\left(\frac{\mu_3 - \mathbf{W}'\theta + \rho\mathbf{V}'\gamma}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)\right]}{\Pr(\nu > \mu_3 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma)}$$

où :

$$\Pr(\nu > \mu_3 - \mathbf{W}'\theta; \eta > -\mathbf{V}'\gamma) = \Pr(S = 3, A = 1) = \Phi_2(\mathbf{V}'\gamma, \mathbf{W}'\theta - \mu_3, \rho)$$

L'espérance conditionnelle de u_1 lorsque $A = 1$ et $S = 3$, s'obtient en combinant les termes précédents :

$$E(u_1|\nu > \mu_3 - \mathbf{W}'\theta, \eta > -\mathbf{V}'\gamma) = \sigma_{1\nu}\lambda_{31}^1 + \sigma_{1\eta}\lambda_{31}^2$$

Les deux termes de correction $\lambda_{1\,1}$ et $\lambda_{2\,1}$ introduits dans l'équation structurelle de productivité du travail (2.13), pour $k = 1$, sont finalement déterminés à partir des résultats précédents :

$$\lambda_{1\,1} = -\lambda_{01}^1 \times (S = 0) + (\lambda_{11}^1 - \lambda_{11}^2) \times (S = 1) + (\lambda_{21}^1 - \lambda_{21}^2) \times (S = 2) + \lambda_{31}^1 \times (S = 3)$$

$$\lambda_{2\,1} = \lambda_{01}^2 \times (S = 0) + \lambda_{11}^3 \times (S = 1) + \lambda_{21}^3 \times (S = 2) + \lambda_{31}^2 \times (S = 3)$$

Cette procédure s'applique de façon similaire pour obtenir les termes de correction $\lambda_{1\,0}$ et $\lambda_{2\,0}$ dans le cas des entreprises ne déclarant pas de problème d'absentéisme $(A = 0)$.

Chapitre 3

Dispersion des salaires et grèves, en France

3.1 Introduction

La dispersion salariale intra-firme est une caractéristique des entreprises pour laquelle la littérature accorde un intérêt grandissant et dont l'effet sur la productivité des entreprises a notamment donné lieu à plusieurs travaux empiriques récents (*e.g.* Mahy *et al.*, 2011). La structure des salaires tend à occuper une place centrale au regard de l'action syndicale, dans la littérature consacrée à la négociation collective : les syndicats sont généralement reconnus pour favoriser de faibles écarts de salaires dans l'entreprise (*e.g.* Card, 1996; Gosling & Machin, 1995; Lemieux, 1998; Card *et al.*, 2004) [49] alors même que des salaires plus homogènes sont supposés être garants d'une plus grande solidarité au sein de la main d'oeuvre et de fait d'un pouvoir renforcé des syndicats dans la négociation collective (*e.g.* Freeman, 1982). Le pouvoir de négociation d'un syndicat est reconnu, dans la littérature, provenir en grande partie de sa capacité à présenter une menace crédible et durable d'imputation de coûts substantiels à l'employeur, à travers notamment le déclenchement d'une grève (*e.g.* Stewart, 1990: 1123 ; Stewart, 1991: 156 ; Schmidt & Berri, 2004: 344). Le pouvoir d'un syndicat augmenterait ainsi avec sa capacité à convertir sa menace en action, dépendante elle-même en

49. Les principaux travaux liés à cette question sont recensés dans la littérature anglo-saxonne. En France, Koubi & Roux (2006) montrent également que les syndicats sont associés à une plus faible dispersion des salaires dans les entreprises.

partie des caractéristiques de la main d'oeuvre (Paci & Holl, 1993: 66-67).

Si la grève est considérée, dans la littérature, comme le résultat fréquent de conflits portant sur la structure des salaires et les 'relativités' salariales (*e.g.* Nicolitsas, 2000: 425 ; Rees, 1993: 246), peu de travaux empiriques se sont intéressés à l'effet de la dispersion salariale intra-firme sur l'incidence de grèves et aucun, à notre connaissance, n'a été mené dans le cadre français. Quelques travaux empiriques anglo-saxons soulignent un effet positif des différentiels internes de salaires sur l'activité de grève, associé notamment au mécontentement de groupes de salariés percevant une faible équité salariale (*e.g.* Martin, 1986) et de demandes accrues d'augmentation de salaires (*e.g.* Shorey, 1976). La littérature apporte, cependant, des arguments théoriques contraires. La dispersion des salaires serait notamment associée à une cohésion ou solidarité réduite au sein de la main d'oeuvre (*e.g.* Levine, 1991) alors que cette solidarité entre les salariés est jugée déterminante dans le déclenchement et la durée des grèves, dans quelques travaux récents (*e.g.* Godard, 1992; Campolieti *et al.*, 2005). Ces arguments théoriques contradictoires font de l'effet de la dispersion des salaires sur l'incidence des grèves une question empirique. Cette question s'avère être particulièrement pertinente dans le contexte récent de déclin de la syndicalisation, que connaissent la plupart des pays développés, et qui est présenté comme l'une des causes de l'augmentation des inégalités de salaires (Lemieux *et al.*, 2009: 22).

Le contexte français des relations professionnelles contraste sensiblement avec les principaux contextes anglo-saxons étudiés dans la littérature. Si le taux de syndicalisation des salariés français a effectivement constamment diminué au cours des dernières décennies (Bryson *et al.*, 2011: 173), pour atteindre l'un des taux les plus bas parmi les pays développés depuis la fin des années 1990 [50], la présence syndicale s'avère avoir continuellement progressé dans les établissements français, particulièrement depuis la fin des années 1990 (*e.g.* Wolff, 2008) [51]. Ainsi, dans les établissements français, la reconnaissance syndicale pour la négociation collective est généralement déconnectée de la syndicalisation de la main d'oeuvre. Si la présence syndicale dans les établissements a été encouragée par l'Etat français (*e.g.* présomption 'irréfragable' de représentativité

50. 7% des salariés français appartenaient à un syndicat en 2005 (Amossé & Coutrot, 2011: 791).

51. Entre 1992 et 2004, la part des établissements enregistrant des délégués syndicaux a augmenté de 15 points, concernant ainsi plus de 60% des établissements français (Pernot & Pignoni, 2008: 144).

des syndicats, création des délégués du personnel, négociation annuelle obligatoire), les salariés français restent faiblement incités à adhérer à un syndicat, en raison notamment du caractère non-discriminatoire des accords collectifs vis-à-vis des salariés non-syndiqués et de la politique répandue d'extension de ces accords (à l'échelle du secteur, notamment) par l'Etat français. Ainsi, alors que faiblement syndiqués, les salariés français sont quasiment tous couverts par un accord collectif négocié par les syndicats (Avouyi-Dovi *et al.*, 2009: 31), caractérisant ce que les auteurs qualifient de 'paradoxe du syndicalisme' en France (*e.g.* Wolff, 2008). Parallèlement à la progression de la présence syndicale dans les établissements français, une part croissante des établissements ont enregistré des conflits collectifs du travail ces dernières années [52], avec une augmentation notamment de 2.4 points de la part des établissements concernés par des arrêts collectifs du travail (Béroud *et al.*, 2008).

L'objectif de cet article est d'évaluer empiriquement l'effet de la dispersion des salaires sur l'activité de grève, dans ce cadre très spécifique des établissements français. Nous utilisons pour cela les données individuelles d'établissements de l'enquête RElations PrOfessionnelles et NégociationS d'Entreprises (REPONSE) ainsi que les données issues des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS) et des Enquêtes Annuelles d'Entreprises (EAE), nous permettant respectivement d'évaluer la dispersion des salaires dans les établissements et de contrôler certains déterminants traditionnels de l'activité de grève. Nous estimons l'effet de la dispersion des salaires sur la probabilité d'occurrence de grèves puis plus précisément sur la fréquence et la durée de ces grèves. Afin de contrôler les biais de simultanéité et d'hétérogénéité inobservée dans nos estimations, nous optons pour une estimation par maximum de vraisemblance de modèles d'équations simultanées et l'utilisation de variables instrumentales.

Le reste de l'article s'articule comme suit : nous discutons les différents arguments théoriques liés à l'effet de la dispersion salariale intra-firme sur les grèves et présentons le contexte français dans la section 3.2. Les données et variables retenues sont présentées dans la section 3.3 avant de décrire la méthode économétrique utilisée dans la section 3.4. Nous présentons et discutons les résultats dans la section 3.5 et la section 3.6 conclue.

52. La part des établissements français concernés par des conflits collectifs du travail est passée de 21% à 30% entre 1998 et 2004 (Béroud *et al.*, 2008).

3.2 Contexte

3.2.1 Fondements théoriques

La dispersion salariale intra-firme est souvent qualifiée d'inégalité globale des salaires (*overall wage inequality*) dans la littérature. Cette inégalité globale des salaires comprend deux formes d'inégalités : l'inégalité inter-groupe et l'inégalité intra-groupe. L'inégalité inter-groupe (*between-group inequality*) se définit comme le différentiel de salaire entre des groupes homogènes de salariés – en termes d'éducation, de qualification, d'expérience. Ainsi, la dispersion observée des salaires dépend à la fois des prix associés aux niveaux d'éducation et d'expérience des salariés (*i.e.* leur rendement) et de la distribution de ces caractéristiques au sein de la main d'oeuvre (Juhn *et al.*, 1993; Autor *et al.*, 2008). L'inégalité intra-groupe (*within-group inequality* ou *residual inequality*) se définit, quant à elle, comme la dispersion des salaires au sein d'un groupe homogène de salariés. Cette dernière forme d'inégalité est déterminée sur la base du résidu d'équations de salaires individuels, en contrôlant le niveau d'éducation et/ou l'expérience des salariés. Selon Juhn *et al.* (1993), cette inégalité résiduelle des salaires rendrait compte de l'essentiel de l'augmentation récente de l'inégalité globale des salaires (Autor *et al.*, 2008: 461).

Des différentiels de salaires sources de grèves

Il est généralement reconnu, dans la littérature, que les différentiels de salaires tant à l'intérieur de l'entreprise qu'entre les entreprises sont sources de grèves (Nicolitsas, 2000: 425). Cependant, peu de travaux empiriques ont évalué l'effet de l'inégalité globale des salaires ou de la dispersion des salaires sur l'activité de grève. Dans les premiers travaux empiriques, Shorey (1976) et Geroski *et al.* (1982) ont montré que les grèves étaient positivement liées à la proportion des salariés payés sur les résultats et à la perturbation des différentiels de salaires. Shorey (1976: 352) souligne que dans la formulation de leurs demandes de salaires, les salariés tiennent compte des évolutions récentes des salaires obtenues par les autres salariés, notamment ceux du même groupe de référence. Ainsi, l'accroissement des différentiels de salaires entraînerait une augmentation des demandes de salaires et ainsi de la probabilité de grève, si l'offre

de l'employeur ne correspond pas aux attentes des salariés (Shorey, 1976: 352). Geroski *et al.* (1982: 282) font, quant à eux, l'hypothèse que la propension des salariés à faire grève au sujet des salaires dépend des niveaux de salaires associés à chaque caractéristique personnelle – *i.e.* de l'inégalité inter-groupe des salaires.

Un partie de la littérature associe les différentiels de salaires internes à l'entreprise à des perceptions d'iniquité ou d'injustice de la part des salariés, se révélant sources de grèves dans quelques travaux empiriques (*e.g.* Clack, 1967; Maitland, 1983). Shalev (1980: 158) prétend que le salaire relatif est un déterminant critique de la perception d'équité salariale par les salariés et montre ainsi que l'augmentation rapide des salaires a un effet positif sur l'incidence des grèves en affectant les perceptions individuelles d'équité (voir aussi Kaufman, 1982). La théorie de privation relative (*e.g.* Martin, 1981, 1982) précise que 'les salariés éprouvent de la privation lorsqu'en comparant leur salaire avec ceux d'un groupe de référence [53] estiment qu'ils gagnent moins' (Heyman, 2005: 1316). Une structure de salaires trop dispersée donnerait ainsi lieu à des groupes de salariés insatisfaits de leur salaire relatif et entraînerait de l'absentéisme, des grèves et du sabotage (Heyman, 2005: 1316). Dans la littérature consacrée à la décision individuelle des salariés à soutenir l'activité de grève, Martin (1986: 222) montre que des salariés percevant une faible équité salariale interne sont plus disposés à faire grève, et inversement. Dans cette perspective, plusieurs auteurs ont défendu, sans le tester empiriquement, que les inégalités de salaires pouvaient mener à un sentiment d'injustice des salariés, sentiment propice à l'émergence de grèves. Johnson & Jarley (2004) soulignent notamment que les salariés sont plus enclins à s'identifier aux intérêts collectifs d'un groupe et à participer à une action collective lorsqu'ils ressentent de l'injustice. Buttigieg *et al.* (2008: 261) arguent également que des salariés qui se sentent traités de façon injuste au regard de leur salaire – mais aussi d'autres sujets – sont plus enclins à s'engager dans une action militante.

En tant qu'acteurs privilégiés dans l'action collective des salariés, les syndicats sont reconnus, dans la littérature, pour favoriser de faibles différentiels de salaires au sein de la main d'oeuvre (*e.g.* Card *et al.*, 2004). Selon Freeman (1982: 4-5), l'intérêt des syndicats dans la réduction de la dispersion des salaires relèverait de trois facteurs :

53. Le groupe de référence peut intégrer les salariés ayant le même poste dans l'entreprise, les managers dans la même entreprise, les salariés avec poste différent dans l'entreprise

la limitation des phénomènes de favoritisme et de discrimination, la satisfaction des préférences du 'travailleur médian' – en faveur d'une redistribution vers les salariés les moins bien rémunérés lorsque le salaire médian est inférieur au salaire moyen – et la promotion de salaires homogènes, garants d'une plus grande solidarité parmi les salariés et ainsi d'un plus grand pouvoir de négociation des syndicats. En accord avec cet objectif des syndicats, une forte dispersion des salaires est supposée augmenter la probabilité de grève, comme instrument des syndicats pour réduire la dispersion des salaires au sein de l'entreprise. Stern (1976: 226) prétend, à l'inverse, que plutôt que de considérer la dispersion des salaires comme le résultat de la syndicalisation, celle-ci devrait être perçue, au même titre que la syndicalisation, comme un déterminant de l'activité de grève. Dans cette perspective, Stern (1976: 225-226) argue que les salariés à bas salaires seraient les salariés les plus mécontents et ainsi les plus enclins à faire grève, démontrant ainsi la persistance des inégalités de salaires. En effet, l'accès à une distribution plus égalitaire des salaires nécessiterait une action collective des salariés mais l'inégalité de salaires réduirait la probabilité d'une telle action, en considérant que les salariés les plus défavorisés seraient moins disposés à s'organiser dans un groupe et à détenir les ressources économiques pour endurer une grève longue, car pouvant difficilement tolérer une perte de revenu prolongée (Stern, 1976: 225-226).

Dispersion des salaires, cohésion des salariés et grèves

Dans la littérature très étendue consacrée à l'effet de la dispersion des salaires sur la performance économique des entreprises, certains auteurs défendent l'existence d'un effet négatif de la dispersion des salaires sur la productivité de l'entreprise, en contradiction avec les prédictions du modèle du tournoi ('tournament model'), développé par Lazear & Rosen (1981)[54]. Notamment, Lazear (1989) reconnait, dans sa 'théorie des faucons et des colombes', que la dispersion des salaires pourrait augmenter la concurrence entre les salariés, le développement de comportements non-coopératifs et d'activités de sabotage entre les salariés. Dans les théories basées sur l''équité' ('fairness'), Levine (1991) précise que la compression salariale – ou réduction de la

54. Selon le modèle du tournoi, une structure de salaires plus dispersée stimulerait l'effort des travailleurs, en raison des incitations apportées par un système de rémunération basé sur la performance individuelle. Ainsi, chaque travailleur serait incité à fournir davantage d'efforts, et notamment plus que ses collègues, afin d'être promu et d'augmenter ses revenus (Mahy *et al.*, 2011: 456).

dispersion des salaires – renforce la coopération entre les salariés, notamment dans les entreprises où le travail en équipe est primordial. L'équité salariale influencerait le niveau de coopération entre les salariés d'une entreprise en affectant leur cohésion (Cowherd & Levine, 1992: 307). Selon Levine (1991: 237-238), la cohésion entre les groupes de travail serait réduite dans les entreprises ayant une grande dispersion des salaires. Cowherd & Levine (1992: 307) précisent notamment que de grandes différences de salaires entre les niveaux organisationnels peuvent endommager la cohésion entre les salariés, en augmentant la concurrence pour accéder à des promotions.

Alors que le niveau de cohésion des salariés est supposé relever en partie de la structure des salaires au sein de la main d'oeuvre, celui-ci est reconnu comme un facteur central dans le déclenchement et la durée des grèves. L'effet de la dispersion des salaires sur l'activité de grève intégrerait ainsi un effet indirect lié à la solidarité ou cohésion entre les salariés dans l'établissement, comme le soulignent notamment Checchi & Lucifora (2002: 393-394) : 'plus la dispersion dans l'extrémité inférieure de la distribution des salaires est faible, plus la solidarité entre les salariés est forte et plus la cohésion dans la négociation collective et l'action industrielle est élevée'. Knowles (1954: 213) est l'un des premiers à reconnaître que 'le malaise (des salariés) ne trouve son expression dans les grèves que si les salariés ont une certaine cohésion sociale et une tradition d'action commune'. Kerr & Siegel (1954) soulignent également que 'les secteurs seront fortement sujets à la grève lorsque les salariés forment un groupe relativement homogène, qui est exceptionnellement isolé de la communauté dans son ensemble et qui est capable de cohésion'. Dans la littérature récente, les modèles dits 'comportementaux' des grèves[55] (*e.g.* Godard, 1992; Campolieti *et al.*, 2005) considèrent la cohésion ou solidarité entre les salariés comme un déterminant majeur de l'activité de grève. Selon Godard (1992: 163), 'tant la probabilité d'une grève que la durée moyenne des grèves (. . .) sont une fonction positive du mécontentement et de la solidarité des salariés. En l'absence d'un mécontentement appréciable et d'une forte solidarité, il y a peu de raisons pour les salariés d'exercer une expression collective (ou *collective voice*) et peu de mandat ou d'engagement pour l'action de grève'. Campolieti *et al.* (2005) soulignent que la solidarité ou cohésion entre les salariés relève

55. *Behavioral models of strike activity*

essentiellement du degré d'homogénéité de la main d'oeuvre, en supposant une solidarité accrue dans les unités de petite taille et non-mixtes – *i.e.* composées uniquement de salariés à temps complet ou, à l'inverse, uniquement de salariés à temps partiel [56]. Campolieti *et al.* (2005) obtiennent, dans ce sens, que la solidarité ou cohésion entre les salariés joue un rôle positif déterminant sur la durée des grèves. Abowd & Tracy (1989: 231) reconnaissent, également, qu'il est plus difficile pour le syndicat d'obtenir un consensus sur les priorités dans la négociation et de maintenir la cohésion durant la grève en présence d'une main d'oeuvre plus hétérogène. En outre, dans leur analyse de l'effet du changement technologique 'biaisé', en faveur des salariés qualifiés, sur l'inégalité globale des salaires, Acemoglu *et al.* (2001) précisent que celui-ci peut affaiblir la position des syndicats et la cohérence au sein des syndicats entre les salariés peu ou pas qualifiés et les salariés (hautement) qualifiés.

3.2.2 Contexte français

Les inégalités de salaires en France : tendances

En France, la dispersion globale des salaires est aujourd'hui inférieure à celle d'autres pays tels que les Etats-Unis, le Royaume-Uni ou l'Allemagne. Verdugo (2011) précise qu'à la fin des années 2000, les distributions globale et inter-groupe des salaires étaient parmi les plus égalitaires jamais observées en France depuis le milieu des années 1960. En France, l'évolution de l'inégalité globale des salaires, au cours des dernières décennies, contraste fortement avec celle observée aux Etats-Unis, au Royaume-Uni ou en Allemagne. Si ces trois pays ont connu une progression des inégalités de salaires, tant dans la partie supérieure que dans la partie inférieure de la distribution, la France a observé une stabilisation des inégalités dans la partie supérieure de la distribution et une baisse régulière des inégalités dans la partie inférieure de la distribution des salaires (*e.g.* Verdugo *et al.*, 2012). En somme, l'inégalité globale des salaires a augmenté entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 2000 aux Etats-Unis, au Royaume-Uni et en Allemagne, tandis qu'elle est restée stable en France, du milieu des années 1970

56. Campolieti *et al.* (2005: 613) supposent également que la solidarité est plus développée parmi les ouvriers que parmi les techniciens ou commerciaux. L'effet de la cohésion ou solidarité apparaît être capturé, en majeure partie, par la variable de taille de l'unité de négociation, les deux autres variables n'ayant aucun effet significatif tant sur l'incidence que sur la durée des grèves.

Table 3.1: Evolution des inégalités de salaires : comparaisons internationales

	Hommes				*Femmes*		
	France	Etats-Unis	Royaume-Uni	Allemagne	France	Etats-Unis	Allemagne
	P90/P50			P85/P50	P90/P50		P85/P50
1964	0.73	0.51	0.59		0.63	0.46	
1970	0.74	0.55	0.54		0.61	0.54	
1977	0.72	0.55	0.52		0.55	0.54	
1985	0.73	0.61	0.63	0.37	0.52	0.61	0.34
1990	0.76	0.66	0.65	0.39	0.54	0.63	0.35
2000	0.73	0.76	0.71	0.44	0.55	0.69	0.38
2005	0.74	0.86	0.73		0.57	0.76	
	P50/P10			P50/P15	P50/P10		P50/P15
1964	0.64	0.61	0.39		0.59	0.56	
1970	0.57	0.58	0.39		0.50	0.52	
1977	0.52	0.69	0.39		0.48	0.52	
1985	0.47	0.84	0.47	0.26	0.45	0.65	0.45
1990	0.48	0.80	0.58	0.27	0.50	0.70	0.45
2000	0.46	0.80	0.62	0.32	0.44	0.74	0.51
2005	0.42	0.83	0.61		0.39	0.75	

Notes : Table issue de l'article de Verdugo *et al.* (2012: XXVIII). Inégalités de salaires évaluées en termes de rapports inter-centiles (valeurs exprimées en logarithmes). Exemple : P90/P50 représente le rapport entre le 90e centile et le 50e centile dans la distribution des salaires.

Sources : France : DADS, calculs de l'Insee ; Etats-Unis : Autor *et al.* (2008: 304), *CPS March Weekly* ; Royaume-Uni : Gosling *et al.* (1994: 65), *Family Expenditure Surveys* (1964-1990), et Machin & Van Reenen (2007), *New Earnings Survey* (2000-2005) ; Allemagne : Dustmann *et al.* (2009), *IAB*.

au milieu des années 1990, pour ensuite diminuer légèrement (Charnoz *et al.*, 2011). Ainsi, si la dispersion des salaires était plus élevée en France qu'aux Etats-Unis pendant les années 1960, la situation s'est inversée après les années 1990 (Verdugo, 2011). Il apparaît, en outre, que l'évolution récente de l'inégalité intra-groupe, en France, ait été comparable à l'évolution de l'inégalité globale des salaires (Charnoz *et al.*, 2011).

Plusieurs facteurs permettent d'expliquer cette tendance des inégalités de salaires en France, en opposition à celle des Etats-Unis, du Royaume-Uni ou de l'Allemagne. Aux Etats-Unis, l'augmentation de l'inégalité globale des salaires a été associée à un changement technologique biaisé, en faveur des travailleurs qualifiés (*e.g.* Acemoglu, 1998; Card & DiNardo, 2002), ainsi qu'à la baisse du salaire minimum et au déclin de la syndicalisation (*e.g.* DiNardo *et al.*, 1996). En Europe, plus spécifiquement, l'augmentation de l'inégalité globale des salaires a pu aussi provenir de la mise en place de réformes en faveur d'une plus grande flexibilité sur le marché du travail (Leslie & Pu,

1995). En France, si l'inégalité globale des salaires n'a pas connu une telle progression sur la période récente, c'est en partie dû au fait que le salaire minimum (SMIC) a continuellement augmenté, entraînant ainsi une réduction des inégalités intra- et inter-groupe dans la partie inférieure de la distribution des salaires (Charnoz *et al.*, 2011 ; Verdugo, 2011). D'autre part, contrairement aux Etats-Unis ou au Royaume-Uni, la France n'a pas connu de changement technologique biaisé, en faveur des travailleurs qualifiés (*e.g.* Goux & Maurin, 2000; Verdugo *et al.*, 2012; Verdugo, 2011). Spécifiquement, alors que les Etats-Unis ont connu une hausse plus rapide de la demande de travail qualifié que de l'offre de travail qualifié (*e.g.* Acemoglu *et al.*, 2001), la France a observé une situation exactement inverse sur la période récente (Verdugo, 2011). Il apparaît, en outre, qu'en France, les salariés sont moins souvent rémunérés sur la base de leur performance et que la part du secteur financier dans l'emploi des salariés à forte rémunération est plus faible, par rapport aux Etats-Unis et au Royaume-Uni (Charnoz *et al.*, 2011).

Les grèves en France

En France, contrairement à la plupart des pays anglo-saxons étudiés dans la littérature, les conflits collectifs du travail n'ont pas enregistré de déclin comparable, ces dernières années, et tendent à se maintenir voire à progresser dans les établissements. Les données d'enquêtes révèlent, pour cela, une situation plus contrastée que celle décrite par les statistiques administratives. Si ces dernières ont mis en évidence une diminution continue de l'activité de grève, sur la base du nombre de journées individuelles non-travaillées (JINT), les données d'enquêtes [57] montrent une progression de la part des établissements français concernés par des grèves et autres conflits collectifs du travail. Près de 30% des établissements français ont enregistré des conflits collectifs du travail sur la période 2002-2004, contre 21% sur la période 1996-1998 (Amossé, 2006). La part des établissements concernés par des arrêts collectifs du travail a, quant à elle, augmenté de 2.4 points de pourcentage entre ces deux périodes, atteignant 15% en 2004 (Béroud *et al.*, 2008). Seule la part des établissements concernés par des grèves

57. L'enquête RElations PrOfessionnelles et NégociationS d'Entreprises (REPONSE), principalement, mais également l'enquête 'Négociation et représentation des salariés', dans le cadre des enquêtes Activité et Conditions d'Emploi de la Main d'Oeuvre (ACEMO), réalisées par la DARES (Ministère du Travail).

dites 'longues', *i.e.* égales ou supérieures à deux jours, semble avoir décliné ces dernières années.

En France, les grèves et autres conflits collectifs du travail sont très inégalement répartis entre les secteurs. Les secteurs du commerce et de la construction s'avèrent notamment très en retrait de ces formes de conflit, contrairement aux secteurs de l'industrie et des transports. Alors que 23% des établissements de l'industrie ont connu un conflit collectif avec arrêt de travail sur la période 2002-2004, seulement 5% des établissements de la construction et 7% des établissements du commerce ont été concernés par ces formes de conflit (Denis *et al.*, 2008: 229).

Les études statistiques soulignent, en France, l'importance des variables structurelles et organisationnelles dans l'émergence des conflits collectifs du travail (*e.g.* Furjot, 2002; Brochard, 2005; Denis *et al.*, 2008). La taille des établissements et l'action syndicale sont présentées comme les principales caractéristiques favorisant l'émergence de conflits collectifs du travail et permettant d'expliquer en grande partie les divergences sectorielles enregistrées. La taille des établissements est présentée comme un 'indicateur synthétique' pertinent pour expliquer les écarts observés entre, d'un côté, les secteurs du commerce et de la construction, et de l'autre, l'industrie et le secteur bancaire (Denis *et al.*, 2008: 234). Si les secteurs de la construction et du commerce [58] se caractérisent par des établissements de petite taille, l'industrie et le secteur bancaire recensent, à l'inverse, un nombre important d'établissements de grande taille. L'organisation du travail plus standardisée et impersonnelle dans les grands établissements, est, en outre, reconnue pour davantage favoriser l'activité des syndicats et l'émergence de conflits collectifs du travail que dans les petits établissements, où les modes d'arrangement sont plus informels et les formes de protestation plus individuelles.

Les représentants syndicaux s'avèrent être les principaux acteurs des conflits collectifs du travail, en France (Denis *et al.*, 2008). Les données d'enquêtes mettent en évidence que 50% des établissements recensant à la fois des représentants élus du personnel et des délégués syndicaux ont connu des conflits collectifs du travail sur la période 2002-2004, contre seulement 20% pour les établissements disposant uniquement de représentants élus du personnel. Plusieurs travaux ont mis en évidence une

58. Ainsi que le secteur des services aux particuliers, mais dans une moindre proportion.

augmentation de l'implantation des organisations syndicales dans les établissements français, ces dernières années (Pignoni & Tenret, 2007). L'implantation des syndicats est, en France, fortement liée à la taille des établissements. Denis *et al.* (2008) montrent notamment que la présence syndicale a particulièrement progressé dans les établissements de 200 à 499 salariés, qui recensent également les établissements ayant connu la plus forte progression des conflits collectifs du travail sur la même période. Une forte proportion de salariés syndiqués au sein de la main d'oeuvre semble également favoriser l'émergence de conflits collectifs. Plus de 65% des établissements enregistrant un taux de syndicalisation supérieur à 11% ont connu au moins un conflit collectif sur la période 2002-2004, alors qu'ils ne sont que 19% parmi les établissements indiquant un taux de syndicalisation inférieur à 5% (Denis *et al.*, 2008: 231). Le taux de syndicalisation de la main d'oeuvre permettrait également d'expliquer les disparités sectorielles enregistrées en termes de conflits collectifs du travail, ce taux s'avérant être beaucoup plus faible dans les secteurs du commerce, des services et de la construction que dans le secteur de l'industrie.

3.3 Données et variables

3.3.1 Données

Nous utilisons, dans cet article, trois sources différentes de données individuelles d'établissements et d'entreprises : l'enquête RElations PrOfessionnelles et NégociationS d'Entreprise 2002-2004 (REPONSE), les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS) de 2003 et les Enquêtes Annuelles d'Entreprises (EAE).

L'enquête REPONSE 2002-2004 est la troisième édition d'une série d'enquêtes réalisée conjointement par le ministère du travail français et l'Insee sur un échantillon représentatif des établissements français de 20 salariés ou plus du secteur marchand non-agricole (hors secteur public). Cet échantillon a été constitué sur la base d'un tirage aléatoire à partir des enregistrements exhaustifs d'établissements de l'Insee et est stratifié par taille d'établissement (Fairris & Askenazy, 2010: 215). Les trois dernières éditions de cette enquête (1996-1998, 2002-2004 et 2008-2010) se composent de trois volets : 'représentants de la direction', 'représentants du personnel' et 'salariés'.

Nous retenons, dans cet article, les données issues du volet 'représentants de la direction' de l'édition 2002-2004 de l'enquête, donnant lieu à un échantillon en coupe transversale de 2 930 établissements. Cet échantillon constitue l'échantillon de base de notre travail empirique. L'enquête REPONSE fournit une information pertinente sur l'organisation des relations professionnelles, incluant notamment le mode de représentation collective des salariés, le contexte des négociations collectives et l'occurrence de conflits du travail. Cette enquête n'apporte néanmoins pas d'information sur la structure des salaires dans les établissements, indispensable pour une évaluation de la dispersion des salaires. Nous utilisons l'information recueillie dans le cadre des DADS pour mesurer la dispersion des salaires au sein de chaque établissement de l'échantillon REPONSE 2002-2004. La Déclaration Annuelle de Données Sociales (DADS) est une formalité déclarative que doit accomplir toute entreprise employant des salariés. Les employeurs, y compris les administrations et les établissements publics, sont tenus de fournir annuellement et pour chaque établissement, la masse des traitements qu'ils ont versés, les effectifs employés et une liste nominative de leurs salariés indiquant pour chacun, le montant des rémunérations salariales perçues. Le champ d'exploitation des DADS par l'Insee couvre actuellement l'ensemble des employeurs et de leurs salariés, à l'exception des agents des ministères, titulaires ou non, des services domestiques et des activités extra-territoriales (Insee).

L'analyse des déterminants des grèves a donné lieu à de nombreux travaux empiriques dans la littérature économique, qui se basent sur les prédictions des modèles théoriques des grèves (voir section 3.3.2) et accordent ainsi une place importante au partage de la rente lors de la négociation collective et à l'arbitrage coûts-bénéfices des agents dans la décision de grève. L'enquête REPONSE apporte peu d'information sur ces caractéristiques économiques (voir section 3.3.2) que la littérature anglo-saxonne présente comme déterminantes dans l'émergence de grèves. En outre, l'information fournie dans l'enquête REPONSE est une information contemporaine à l'occurrence des grèves et sa prise en compte dans les équations des grèves peut introduire un biais d'endogénéité. Nous utilisons donc les données issues des Enquêtes Annuelles d'Entreprises (EAE) dans le but de contrôler un certain nombre de ces caractéristiques dites 'économiques', susceptibles d'expliquer des variations de l'activité de grève entre

les établissements. Les EAE sont des enquêtes conduites annuellement, entre 1990 et 2007, au niveau des entreprises françaises. Elles recensent les informations provenant des livres de comptes des entreprises de l'ensemble des secteurs marchands de l'économie française [59]. La nature longitudinale de ces données nous permet de considérer les valeurs retardées des caractéristiques économiques susceptibles d'expliquer les variations d'activité de grève entre les établissements au cours de la période 2002-2004. L'appariement des données de l'enquête REPONSE 2002-2004 avec celles des EAE entraîne cependant une réduction significative de l'échantillon de départ, en raison du caractère non-exhaustif des EAE dans certains secteurs (*e.g.* commerce) et de la présence de valeurs manquantes pour certaines variables considérées. Ainsi, en considérant les variables clés issues des EAE, nous obtenons finalement un échantillon cylindré de 2040 établissements.

3.3.2 Variables d'intérêt

Occurrence et fréquence des grèves

L'enquête REPONSE fournit une information pertinente sur l'occurrence des différentes formes collectives de conflit dans les établissements, au cours de la période 2002-2004, parmi lesquelles figurent la grève 'classique' – arrêt collectif du travail sur une durée minimale d'une journée –, le débrayage, la pétition, la manifestation, la grève perlée, la grève du zèle ou le refus d'heures supplémentaires. Au regard de la grève 'classique', qui nous intéresse spécifiquement dans cet article, deux formes sont distinguées en fonction de leur durée : la grève 'courte' inférieure à deux jours et la grève 'longue' de deux jours et plus. Outre leur occurrence dans les établissements, l'enquête REPONSE 2002-2004 renseigne sur la fréquence de ces deux formes de grèves sur la période considérée, une information qui n'était pas renseignée dans les deux premières éditions de cette enquête (1990-1992, 1996-1998). La fréquence de chaque forme de grève est indiquée par une variable ordinale dont les modalités sont les suivantes : 0, 1-2, 3-5, plus de 5. La part des établissements concernés par chacune de ces fré-

59. Initialement, les EAE étaient divisées en six catégories distinctes, chaque catégorie correspondant à un grand secteur de l'économie française : l'industrie, les services, le commerce, les transports, la construction, les Industries Agricoles et Alimentaires (IAA).

quences, dans notre échantillon, est présentée dans la Table 3.2. Peu d'établissements s'avèrent être concernés par les fréquences supérieures de ces grèves (3-5, > 5), lorsque considérées séparément, limitant la pertinence d'une analyse statistique sur ces deux variables. Nous agrégeons, par conséquent, ces deux variables afin de considérer la fréquence des grèves, indépendamment de leur durée (voir Table 3.3).

Table 3.2: Occurrence et fréquence des grèves

	Grèves < 2 jours					Grèves ⩾ 2 jours				
	0	1-2	3-5	> 5	⩾ 1	0	1-2	3-5	> 5	⩾ 1
CV	0.438	0.452	0.355	0.361	0.412	0.435	0.428	0.332	0.337	0.403
	(0.326)	(0.609)	(0.110)	(0.084)	(0.464)	(0.358)	(0.450)	(0.072)	(0.072)	(0.387)
ln(D9/D1)	0,712	0,688	0,651	0,740	0,696	0,711	0,695	0,633	0,653	0,682
	(0,324)	(0,230)	(0,213)	(0,188)	(0,218)	(0,312)	(0,230)	(0,163)	(0,167)	(0,215)
Taille d'établissement										
< 50 salariés	0.962	0.030	0.005	0.003	0.038	0.987	0.013	0.000	0.000	0.013
50-99 salariés	0.913	0.070	0.007	0.010	0.087	0.970	0.027	0	0.003	0.030
100-199 salariés	0.838	0.127	0.022	0.013	0.162	0.948	0.045	0.003	0.005	0.052
200-499 salariés	0.743	0.156	0.047	0.055	0.257	0.891	0.084	0.007	0.017	0.109
500-999 salariés	0.635	0.177	0.070	0.118	0.365	0.845	0.115	0.019	0.021	0.156
⩾ 1000 salariés	0.478	0.191	0.084	0.247	0.523	0.736	0.146	0.039	0.079	0.264
Observations	1602	246	73	119	438	1856	134	18	32	184

NOTES : Echantillon de 2040 observations. Ecarts-types entre parenthèses pour les variables continues de dispersion des salaires. Pour les variables binaires de taille d'établissement, les chiffres reportés indiquent la part des établissements au sein de chaque classe de taille ayant connu les différentes fréquences de grèves indiquées en colonne. CV = coefficient de variation des salaires. D9/D1 = rapport entre le 9e décile et le 1er décile des salaires.

Dispersion des salaires

Dans cet article, nous nous intéressons à la dispersion non-conditionnelle des salaires, également connue sous le nom d'inégalité globale des salaires. Les mesures non-conditionnelles sont des mesures brutes de la dispersion des salaires, qui ne prennent pas en compte les différences individuelles d'accumulation de capital humain, telles que l'éducation et l'expérience sur le marché du travail (Heyman, 2005: 1318). La prise en compte de ces différences individuelles caractérise, à l'inverse, les mesures conditionnelles de dispersion des salaires, basées sur le résidu d'équations de salaires, en contrôlant ces caractéristiques individuelles des salariés. Plusieurs mesures de l'inégalité globale des salaires sont recensées dans la littérature, telles que la variance

ou l'écart-type du logarithme des salaires, le coefficient de variation des salaires, les indices de Gini et de Theil, et les rapports inter-déciles. Les deux principales mesures retenues dans la littérature et que nous considérons dans cet article sont le coefficient de variation et le rapport inter-décile (D9/D1) des salaires (horaires)[60]. Bien qu'il n'existe pas d'argument spécifique justifiant l'utilisation d'une mesure plutôt qu'une autre (Canal Domínguez & Gutiérrez, 2004: 488), quelques différences peuvent être soulignées entre ces mesures globales de dispersion des salaires. Le principal avantage attribué au coefficient de variation est sa capacité à renseigner l'étendue complète de la distribution des salaires. D'un point de vue statistique, le coefficient de variation est reconnu par certains auteurs pour être le meilleur indicateur de la dispersion des salaires, en permettant de pondérer la dispersion des salaires (*i.e.* l'écart-type des salaires) par le niveau moyen des salaires dans l'entreprise. Ainsi, il présente l'avantage de ne pas augmenter systématiquement avec l'augmentation du niveau moyen des salaires (Canal Domínguez & Gutiérrez, 2004: 488). Le coefficient de variation des salaires est néanmoins reconnu pour être sensible aux valeurs extrêmes dans la distribution des salaires, à l'instar de la variance et de l'écart-type du logarithme des salaires, et s'avère être notamment très sensible aux valeurs supérieures. Ainsi, le coefficient de variation est l'indicateur qui reporte généralement la plus forte dispersion des salaires. Le rapport inter-décile (D9/D1) présente l'intérêt d'être moins sensible à une telle polarisation aux extrêmes (Clark & Taylor, 1999: 395). Ce ratio entre le 9e décile[61] et le 1er décile[62] s'avère, en outre, être plus robuste que le ratio entre le salaire maximum et le salaire minimum, retenu dans certains travaux mais très sensible aux valeurs extrêmes ou aberrantes. Les données dont nous disposons portent uniquement sur les salaires horaires et ne permettent pas ainsi de prendre en considération les différences réelles de rémunération salariale entre les salariés dans les établissements, en fonction notamment des écarts de temps de travail (*i.e.* contrats à temps complet

60. Les mesures basées sur le logarithme des salaires (horaires) – variance et écart-type – et les indices de Theil et de Gini ne peuvent être calculés dans notre cas car nous ne disposons pas des salaires horaires individuels des salariés mais uniquement de la moyenne et de la variance des salaires horaires dans chaque établissement.

61. Dans une distribution ordonnée des salaires, le neuvième décile est le salaire au-dessous duquel se situent 90% des salaires ou, alternativement, le salaire au-dessus duquel se situent 10% des salariés

62. Dans une distribution ordonnée des salaires, le premier décile est le salaire au-dessous duquel se situent 10% des salariés ou, alternativement, le salaire au-dessus duquel se situent 90% des salariés

ou à temps partiel).

3.3.3 Variables de contrôle

Nous nous appuyons sur les travaux empiriques existants pour définir les variables de contrôle introduites dans les équations d'occurrence et de fréquence des grèves. La majorité des travaux empiriques consacrés aux déterminants des grèves s'inspirent des principaux modèles théoriques des grèves, développés dans la littérature économique. Nous rappelons brièvement les prédictions de ces modèles parallèlement à la définition des variables considérées dans notre travail empirique. Une définition précise de l'ensemble des variables considérées dans cet article est présentée dans la Table 3.9.

Variables économiques

Selon Card (1990a: 410), trois approches théoriques ont principalement influencé les études empiriques sur les déterminants de l'activité de grève : le modèle d'Ashenfelter & Johnson (1969), l'hypothèse de 'joint-cost' (Kennan, 1980; Reder & Neumann, 1980) et les modèles d'asymétrie d'information (*e.g.* Hayes, 1984).

Ces deux dernières approches théoriques accordent un rôle important au niveau des profits (passés) de l'entreprise dans la réduction de l'activité de grève. Selon l'hypothèse de 'joint-cost', plus le coût 'commun' de la grève pour l'employeur et les salariés est élevé, plus la probabilité de grève et sa durée attendue seront faibles (Card, 1990a: 410). Sous cette hypothèse, des conditions cycliques favorables sur le marché du produit engendreraient un coût 'commun' de la grève plus élevé et donc une réduction de la probabilité de grèves. Ainsi, un niveau plus élevé des profits au niveau de l'entreprise serait associé à une incidence plus faible des grèves. Le modèle d'asymétrie d'information (Hayes, 1984) maintient l'hypothèse de 'joint cost' (Card, 1990a) mais met davantage l'accent sur le processus de négociation, avec comme hypothèse centrale la détention d'une information privée par l'employeur sur son niveau de rentabilité et, par conséquent, le manque d'information des syndicats sur sa capacité à payer. La grève est alors considérée comme un instrument syndical de révélation du niveau réel de rentabilité de l'entreprise et d'extraction de salaires plus élevés dans les entreprises plus rentables (Kennan, 1986). Dans ce cadre, une entreprise très rentable

aura intérêt à satisfaire les demandes de salaires des syndicats afin d'éviter la perte de profit associée à la grève alors qu'une entreprise peu rentable aura plutôt intérêt à supporter une grève pour démontrer la crédibilité du niveau de rentabilité déclaré et ainsi atteindre un niveau de salaires plus bas. Cet effet négatif du niveau des profits a néanmoins été nuancé dans plusieurs travaux, en l'absence d'effet significatif des profits passés sur l'occurrence des grèves (*e.g.* Ashenfelter & Johnson, 1969; Mumford, 1993; Card, 1990a; McConnell, 1989). L'absence d'effet du niveau des profits passés peut s'expliquer par la présence d'une réaction inverse des syndicats, qui peuvent être enclins à demander des salaires plus élevés en présence de profits élevés – tel un indicateur de la capacité à payer des entreprises (Vroman, 1989: 818 ; Mumford, 1993: 304) –, augmentant ainsi la probabilité de grève.

Si des conditions favorables sur le marché du produit sont supposées réduire l'activité de grève, l'hypothèse de 'joint cost' prédit, à l'inverse, que des conditions cycliques favorables sur le marché du travail externe réduiraient les coûts d'opportunité des grèves et augmenteraient de ce fait l'activité de grève (Card, 1990a: 410). Le taux de chômage, évalué à différents niveaux géographiques, est l'indicateur privilégié par les auteurs pour capter les conditions cycliques sur le marché du travail. Au regard du taux de chômage, l'incidence et la durée des grèves sont supposées être liées différemment aux conditions cycliques sur le marché du travail. L'incidence des grèves est présentée comme pro-cyclique, c'est-à-dire liée inversement au taux de chômage (*e.g.* Harrison & Stewart, 1994; Kennan, 1986; Vroman, 1989; McConnell, 1990), tandis que la durée des grèves est généralement reconnue pour être contra-cyclique – *i.e.* liée positivement au taux de chômage – (*e.g.* Kennan, 1985; Harrison & Stewart, 1989; Devereux & Hart, 2011). La littérature empirique présente cependant quelques résultats contrastés, où l'incidence des grèves s'avère être contra-cyclique (*e.g.* Akkerman, 2008; Gramm, 1986; Ingram *et al.*, 1993) ou encore peu dépendante des conditions cycliques sur le marché du travail (Devereux & Hart, 2011), un résultat également observé pour la durée des grèves (McConnell, 1990: 137 ; Campolieti *et al.*, 2005: 626). L'évolution de l'emploi dans l'entreprise est supposée apporter une mesure spécifique à l'entreprise de circonstances changeantes, permettant de capter certains effets liés au cycle (*e.g.* Campolieti *et al.*, 2005; Blanchflower & Cubbin, 1986; Tracy, 1986; Cramton & Tracy,

1994).

Le modèle d'asymétrie d'information prédit, à l'inverse, que l'instabilité ou la volatilité des profits exerce un effet positif sur l'incidence et/ou la durée des grèves, car gênant les syndicats dans l'évaluation précise de la rentabilité de l'entreprise (Rose, 1994: 486-488), hypothèse notamment confirmée par Tracy (1986). Une prédiction importante du modèle d'asymétrie d'information est, en effet, que l'incidence des grèves augmente avec le niveau d'incertitude des syndicats sur la capacité à payer de l'entreprise (Cramton *et al.*, 1999). Outre l'incertitude sur les profits de l'entreprise, d'autres formes d'incertitude ont également été considérées comme déterminantes de l'activité de grève dans la littérature, telles que l'incertitude relative à l'inflation (Ingram *et al.*, 1993; Cramton & Tracy, 1994), au cours des actions (Cramton & Tracy, 1994) ou aux ventes (Nicolitsas, 2000) [63].

Technologie de production

Le rôle de la technologie de production au regard de l'activité de grève fait l'objet d'oppositions théoriques dans la littérature. La technologie de production est évaluée dans la littérature à travers la part des coûts du travail dans le total des coûts de l'entreprise ainsi qu'à travers le ratio capital-travail. L'hypothèse de 'joint cost' prédit que les grèves sont davantage attendues lorsque les coûts du travail représentent une part importante du total des coûts de l'entreprise, en considérant que les économies de salaires sont plus grandes pour l'employeur dans ce type de configuration (Ingram *et al.*, 1993: 708) – hypothèse confirmée empiriquement par Gramm (1986). Dans cette perspective, Mumford (1993: 300) précise qu'une forte intensité capitalistique peut décourager les employeurs d'entrer dans des situations de conflit, car impliquant des coûts plus élevés lors d'une grève, d'où un effet négatif du ratio capital-travail sur la fréquence et la durée des grèves. Parmi les arguments opposés, Kaufman (1983: 165-166) souligne que l'élasticité de la demande de travail est supposée augmenter avec la part des coûts du travail dans le total des coûts de l'entreprise, réduisant de ce fait les exigences salariales des syndicats et l'incidence des grèves. Du côté de l'employeur, il est probable que le travail ait plus de valeur dans des configurations de production

63. Variables non-considérées dans cet article.

intensives en capital, expliquant ainsi une plus faible probabilité de grève en présence d'une proportion élevée des coûts du travail (Ingram *et al.*, 1993: 708). Egalement, le fort degré d'automatisation, généralement associé aux méthodes de production intensives en capital, peut réduire l'inefficacité liée à la grève – les managers pouvant maintenir la production –, en faveur d'un effet positif de l'intensité capitalistique sur l'activité de grève (Cramton & Tracy, 1994: 198).

Nous contrôlons, dans cet article, l'effet de la technologie de production sur l'activité de grève essentiellement à travers le ratio des coûts du travail sur le total des coûts de l'entreprise. L'utilisation de l'intensité capitalistique entraînerait une réduction sensible de l'échantillon, en raison du nombre important de valeurs manquantes associé au stock de capital[64] dans les données utilisées.

Présence et densité syndicales

Conformément à la littérature existante, nous contrôlons le contexte syndical des établissements, à travers la présence de délégués syndicaux, le taux de syndicalisation de la main d'oeuvre, le nombre de syndicats reconnus dans l'établissement et l'intensité de l'activité syndicale dans le bassin d'emploi. Les arguments théoriques et résultats empiriques sont parfois divergents au regard de l'effet de ces caractéristiques sur l'activité de grève.

La densité syndicale[65] reste la mesure privilégiée, dans les études empiriques existantes, pour évaluer l'effet syndical sur l'activité de grève. Le taux de syndicalisation des salariés sur le lieu de travail a été associé à une incidence plus élevée de grèves (*e.g.* Blanchflower & Cubbin, 1986). L'argument dominant est que des taux de syndicalisation plus élevés peuvent placer le syndicat dans une position de négociation relative plus forte (Tracy, 1986: 427). Gramm (1986: 372) obtient également que l'incidence et la durée des grèves varient positivement et significativement avec la densité syndicale dans l'Etat ou la région. La densité syndicale au niveau du secteur d'appartenance de

64. Valeur des immobilisations corporelles (et incorporelles)

65. La densité syndicale est évaluée, dans cet article, à travers le taux de syndicalisation des salariés de l'établissement mais elle peut aussi correspondre, dans la littérature anglo-saxonne, au taux de couverture des salariés par des accords collectifs. Cette dernière mesure n'est toutefois pas pertinente dans le contexte français, où les syndicats négocient des accords pour l'ensemble des salariés, syndiqués ou non.

l'établissement est également supposée influencer l'activité de grève dans l'établissement. Les arguments théoriques et les résultats empiriques sont néanmoins contrastés sur la nature de cet effet. Nicolitsas (2000: 425) souligne que la couverture syndicale au niveau du secteur peut avoir un effet positif sur la fréquence des grèves, considérant les grèves comme très rares dans les environnements non-syndiqués. Mais, à l'inverse, des syndicats forts peuvent atteindre leurs demandes grâce à la seule menace de grève, impliquant ainsi un effet négatif de la couverture syndicale (Nicolitsas, 2000: 425). De façon alternative, Cramton & Tracy (1994: 197-198) suggèrent que les entreprises situées dans des secteurs fortement syndiqués sont plus disposées à être elles-mêmes fortement syndiquées, limitant ainsi la capacité des entreprises à compenser les inefficiences imposées par la grève, en transférant la production à d'autres établissements ou entreprises, et réduisant de ce fait l'incidence de grèves. De même, Cramton & Tracy (1994: 197-198) soulignent que les secteurs à forte concentration d'adhésion syndicale peuvent être plus disposés à des pratiques syndicales de 'négociation type' – 'pattern bargaining' –, menant à de plus faibles taux de grèves.

Blanchflower & Cubbin (1986: 33) obtiennent également que la reconnaissance syndicale pour la négociation collective, impliquant la présence de représentants syndicaux sur le lieu de travail, est associée à une plus forte probabilité de grève. Ils reconnaissent cependant que l'effet des délégués syndicaux peut varier fortement, selon que le délégué syndical se conduit comme un fauteur de trouble, ou à l'inverse agit comme vecteur d'une communication informelle de grande qualité entre l'employeur et les salariés (Blanchflower & Cubbin, 1986: 33). Batstone *et al.* (1978) suggèrent, quant à eux, que les représentants syndicaux pourraient influencer la disposition des salariés à mener une action collective en révélant l'existence de problèmes dans l'établissement et en soulignant que ces problèmes pourraient être résolus par l'action de grève.

La présence de plusieurs syndicats, dans l'établissement, a été associée à une incidence plus élevée des grèves (*e.g.* Ingram *et al.*, 1993; Machin *et al.*, 1993). Les études comparatives suggèrent que la relation positive estimée entre le multi-syndicalisme et les grèves résulterait principalement d'une concurrence entre les syndicats dans les entreprises (Akkerman, 2008: 449). Plus récemment, Devereux & Hart (2011: 72-73) ont, à l'inverse, présenté une relation négative entre le nombre de syndicats et la du-

rée des grèves dans le secteur de la construction en Grande-Bretagne, concluant ainsi qu'un syndicat unique pouvait rassembler plus efficacement la solidarité et la cohésion requises pour 'maintenir le cap' lors d'une grève.

Taille et secteur

Dans la littérature, plusieurs auteurs ont montré que l'activité de grève augmentait avec la taille de l'unité de négociation et/ou de l'établissement (*e.g.* Gramm, 1986; Cramton & Tracy, 1994; Blanchflower & Cubbin, 1986), s'expliquant en partie par une communication appauvrie entre les salariés et l'employeur dans les grandes unités (Schnell & Gramm, 1994: 198). Il s'avère, en effet, que le coût du maintien de communications efficaces entre les salariés et l'employeur augmente avec la taille de l'établissement (Gramm, 1986). Stern (1976: 225) fait, de plus, l'hypothèse que l'environnement des grands établissements induit l'aliénation et le militantisme des travailleurs, entraînant ainsi une augmentation des demandes (de salaires). En outre, les grandes unités de négociation peuvent être mieux positionnées pour imposer des inefficacités à l'entreprise lors d'une menace de grève (Cramton & Tracy, 1994: 198). A l'inverse, Schnell & Gramm (1994: 198) arguent que les erreurs de négociation pourraient être moins répandues dans les grands établissements, les salariés étant supposés être davantage représentés par des négociateurs compétents lors des négociations. Ingram *et al.* (1993: 714) obtiennent, dans cette perspective, que l'incidence de grève diminue avec la taille du groupe de négociation. En France, l'effet de la taille de l'établissement est susceptible d'être fortement lié à la présence syndicale (Avouyi-Dovi *et al.*, 2009: 41). En effet, en France, moins de 20% des salariés sont représentés par un syndicat dans les établissements de moins de 50 salariés alors que plus de 80% des salariés le sont dans les établissements de plus de 500 salariés (*e.g.* Amossé, 2004; Amossé & Pignoni, 2006; Wolff, 2008).

Outre les effets de taille, le secteur d'appartenance de l'établissement peut expliquer des variations significatives dans l'activité de grève. Plusieurs auteurs ont, en effet, montré que l'incidence et la durée des grèves variaient entre les secteurs (*e.g.* Campolieti *et al.*, 2005; Vroman, 1989). Ces disparités sectorielles sont, comme souligné précédemment, particulièrement marquées en France (*e.g.* Denis *et al.*, 2008).

Table 3.3: Statistiques descriptives

	Echantillon apparié REPONSE-EAE		Echantillon total REPONSE	
Variables	Moy.	(E-T)	Moy.	(E-T)
Log du salaire horaire net moyen	2.455	(0.338)	2.448	(0.350)
CV	0.431	(0.358)	0.437	(0.344)
ln(D9/D1)	0.709	(0.305)	0.723	(0.314)
Grèves	0.248		0.229	
Grèves 'courtes'	0.215		0.201	
Grèves 'longues'	0.090		0.077	
Fréquence des grèves				
1-2	0.134		0.128	
3-5	0.050		0.046	
> 5	0.063		0.055	
< 50 salariés	0.182		0.228	
50-99 salariés	0.147		0.151	
100-199 salariés	0.197		0.183	
200-499 salariés	0.198		0.184	
500-999 salariés	0.183		0.163	
$\geqslant$ 1000 salariés	0.087		0.086	
Profits	24.804	(299.976)	—	
Δ profits	3.374	(12.299)	—	
% coûts du travail	0.271	(0.179)	—	
Δ emploi	0.162	(0.202)	—	
Chômage (zone d'emploi)	0.083	(0.020)	0.084	(0.020)
% ouvriers	0.439	(0.318)	0.366	(0.327)
% employés	0.179	(0.243)	0.232	(0.275)
% TAM	0.220	(0.170)	0.238	(0.185)
% cadres	0.162	(0.199)	0.164	(0.201)
DS	0.688		0.667	
$\geqslant$ 10% syndiqués	0.221		0.211	
Nb. de syndicats	1.972	(1.888)	1.891	(1.884)
Activité syndicale BE	0.395		0.381	
Observations	2040		2862	

Sources : REPONSE 2002-2004, volet 'représentants de la direction' ; Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS, 2003) ; Enquêtes Annuelles d'Entreprises (EAE, 1997-2004). Echantillon apparié de 2 040 observations.
Notes : CV = coefficient de variation des salaires ; D9/D1 : rapport entre le 9e décile et 1er décile des salaires ; TAM = Techniciens et Agents de Maîtrise ; DS = délégué(s) syndical(aux) ; BE = bassin d'emploi.

Caractéristiques de la main d'oeuvre

La composition socioprofessionnelle de la main d'oeuvre est présentée par plusieurs auteurs comme déterminante dans l'émergence de grèves et leur durée. Le déclenchement d'une grève par un ou plusieurs syndicats dépend, en effet, sensiblement de la disposition des salariés à supporter la grève. Les ouvriers sont reconnus, dans la littérature, pour être la catégorie socioprofessionnelle la plus disposée à s'engager dans une grève (*e.g.* Ingram *et al.*, 1993). Blanchflower & Cubbin (1986) soulignent, cependant, que si la probabilité de grèves courtes augmente avec la part des ouvriers dans la main d'oeuvre, cet effet ne s'observe pas dans le cas de grèves longues et de formes alternatives d'action collective. Tracy (1986: 432) montre, à l'inverse, que l'incidence de grèves est associée positivement au niveau moyen d'éducation dans la main d'oeuvre.

3.4 Méthode

3.4.1 Spécification économétrique

Dans un premier temps, nous considérons S_{1i} comme la propension de l'établissement i à connaître au moins une grève au cours de la période 2002-2004. Ainsi :

$$S_{1i} = \begin{cases} 1 & \text{si } S^*_{1i} > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \tag{3.1}$$

avec le modèle latent :

$$S^*_{1i} = \beta_1 \mathbf{X}_i + \beta_2 \sigma_i + \epsilon_i \tag{3.2}$$

où σ_i représente la dispersion des salaires au sein de l'établissement i, β_2 son coefficient, $\mathbf{X}_i$ le vecteur des autres caractéristiques influençant la probabilité d'occurrence de grèves, β_1 le vecteur de coefficients et ϵ_i le terme d'erreur. La probabilité qu'un établissement ait connu au moins une grève au cours de la période 2002-2004 est ainsi donnée par :

$$\Pr(S_1 = 1) = \Phi(\beta_1 \mathbf{X}_i + \beta_2 \sigma_i) \tag{3.3}$$

En faisant l'hypothèse que le terme d'erreur est normalement distribué et indépendant de $\mathbf{X}_i$ et σ_i, l'équation (3.2) peut être estimée dans le cadre d'un modèle probit. Cependant, plusieurs éléments dans la littérature laissent supposer l'existence d'une corrélation non-nulle entre σ_i et ϵ_i. Quelques auteurs ont mis en évidence une causalité inverse entre l'activité de grève et la dispersion des salaires. Rubin (1988) a notamment montré que les grèves réduisaient la dispersion ou les inégalités de salaires, aux Etats-Unis, à travers une diminution des salaires pour les postes les plus élevés dans la hiérarchie et, à l'inverse, une augmentation des bas salaires sur le lieu de travail. Leslie & Pu (1995) ont également souligné un effet négatif du nombre de grèves sur la dispersion des salaires, au Royaume-Uni. En outre, la littérature existante tend généralement à associer l'action syndicale à une compression de la distribution des salaires dans les entreprises (*e.g.* Card, 1996; Lemieux, 1998; Gosling & Machin, 1995). Cette relation peut aussi causer un problème de simultanéité entre les grèves et la dispersion des salaires, en considérant l'occurrence de grèves comme un indicateur de l'efficacité de la menace syndicale (Checchi & Lucifora, 2002: 372). De plus, la dispersion des salaires est susceptible d'être déterminée par des facteurs inobservés influençant également la décision de grève dans l'établissement. Notamment, il est très probable qu'une forte dispersion des salaires relève en partie de l'hétérogénéité des caractéristiques de la main d'oeuvre (qualifications, expérience...), elle-même reconnue comme un frein dans l'émergence de grèves (*e.g.* Campolieti *et al.*, 2005).

Compte tenu de cette corrélation supposée non-nulle entre σ_i et ϵ_i, des estimations sans-biais (*consistent estimates*) peuvent être obtenues en utilisant un modèle probit avec variables instrumentales – *instrumental variable (IV) probit model* – (Amemiya, 1978; Newey, 1987; Rivers & Vuong, 1988). L'équation instrumentée de dispersion des salaires σ_i s'écrit :

$$\sigma_i = \gamma_1 \mathbf{X}_i + \gamma_2 \mathbf{Z}_i + \nu_i \tag{3.4}$$

où γ_1 et γ_2 sont des vecteurs de coefficients, $\mathbf{Z}$ est le vecteur de variables instrumentales introduit afin d'éviter des problèmes d'identification, ou que le modèle ne soit identifié que par seule forme fonctionnelle. Dans ce cadre, ν_i et ϵ_i sont supposés être corrélés et normalement distribués avec une moyenne nulle : $\mathcal{N}(0, \Sigma)$. Si les coefficients

des équations (3.2) et (3.4) peuvent être estimés dans une approche en deux étapes (Newey, 1987; Rivers & Vuong, 1988), ou l'estimateur des moindres carrés généralisés d'Amemiya (1978), nous lui préférons une estimation simultanée de ces deux équations par maximum de vraisemblance, cette méthode étant reconnue plus efficace que les estimateurs en deux étapes (Wooldridge, 2008).

Nous considérons, dans un second temps, S_{2i} comme la fréquence des grèves dans l'établissement i au cours de la période 2002-2004. Puisque la fréquence des grèves est une variable ordinale allant de 0 (pas de grève) à 3 (plus de 5 grèves), nous considérons le modèle de seuil (*threshold model*) suivant :

$$S_{2i} = \begin{cases} 0 & \text{si} \quad S_{2i}^* < \mu_1 \\ 1 & \text{si} \quad \mu_1 \leqslant S_{2i}^* < \mu_2 \\ 2 & \text{si} \quad \mu_2 \leqslant S_{2i}^* < \mu_3 \\ 3 & \text{si} \quad \mu_3 \leqslant S_{2i}^* \end{cases}$$

où S_{2i}^* est la variable latente inobservée de fréquence des grèves, μ_j sont les paramètres de seuil estimés par maximum de vraisemblance dans le cadre du modèle latent suivant :

$$S_{2i}^* = \theta_1 \mathbf{X}_i + \theta_2 \sigma_i + \eta_i \tag{3.5}$$

où $\mathbf{X}_i$ et σ_i représentent respectivement le vecteur de variables de contrôle et la dispersion des salaires, tels que définies précédemment. θ_1 et θ_2 sont les coefficients estimés conjointement aux paramètres de seuil μ_j, et η_i est un terme d'erreur normalement distribué. La probabilité d'un établissement d'enregistrer une des fréquences de grèves j est donnée par :

$$\Pr(S_{2i} = j) = \Phi(\mu_j - \beta_1 X_i - \beta_2 \sigma_i) - \Phi(\mu_{j-1} - \beta_1 X_i - \beta_2 \sigma_i) \tag{3.6}$$

où Φ représente la fonction de distribution de la loi normale standard. En supposant que les erreurs sont normalement distribuées, l'équation (3.5) peut être estimée avec un modèle probit ordonné. Pour les mêmes raisons que celles présentées précédemment dans le cas binaire, nous supposons l'existence d'une corrélation non-nulle entre σ_i et

η_i, pouvant conduire à des coefficients biaisés. Des estimations sans biais peuvent, dans ce cas précis, être obtenues à partir d'un modèle probit ordonné avec variables instrumentales – *instrumental variable (IV) ordered probit* – (Newey, 1987; Rivers & Vuong, 1988), en instrumentant la variable de dispersion des salaires dans le cadre de l'équation (3.4) présentée précédemment dans le cas binaire (probabilité de grève). Si des méthodes en deux étapes ont souvent été privilégiées dans cette configuration (*e.g.* Newey, 1987; Rivers & Vuong, 1988), pour des raisons de simplicité et de rapidité des calculs en présence de grands échantillons, une estimation simultanée des équations (3.4) et (3.5) par maximum de vraisemblance[66] est ici privilégiée, étant reconnue plus efficace que l'estimateur en deux étapes.

3.4.2 Identification

Les variables instrumentales, introduites dans le vecteur **Z**, sont reconnues comme valides si elles sont significativement corrélées avec la variable de dispersion des salaires σ_i et non-corrélées avec les termes d'erreur ϵ_i et ν_i des équations respectives d'incidence de grèves (S_{1i}) et de fréquence des grèves (S_{2i}).

$$\mathrm{Cov}(\sigma_i, \mathbf{Z} \mid \cdot) \neq 0$$

et

$$\mathrm{Cov}(\mathbf{Z}, \epsilon_i) = 0 \quad \text{et/ou} \quad \mathrm{Cov}(\mathbf{Z}, \nu_i) = 0$$

Les différents instruments que nous considérons, dans cet article, reposent principalement sur des sources de dispersion des salaires liées aux différences individuelles d'ancienneté, d'expérience professionnelle et de genre. Le premier groupe d'instruments intègre des variables indiquant le pourcentage de salariés de l'établissement dans chacune des classes d'âge suivantes : moins de 30 ans, 30-40 ans, 40-50 ans, plus de 50 ans. La littérature existante souligne que la dispersion des salaires est plus importante au sein des classes d'âge les plus jeunes. Il apparaît, en effet, que les rendements de l'éducation sont moins importants pour les travailleurs plus âgés que pour les travailleurs plus jeunes (*e.g.* Card & DiNardo, 2002; Card & Lemieux, 2001). De plus, une partie

66. Estimations réalisées grâce à la commande `cmp` sur Stata

de la littérature suggère que les salaires des travailleurs plus âgés peuvent être plus rigides ou moins flexibles, en raison notamment de l'existence de contrats implicites de long terme pour ces travailleurs (*e.g.* Lazear, 1979). Nous attendons donc un effet positif du pourcentage de salariés appartenant à des classes d'âge plus jeunes (moins de 30 ans, 30-40 ans) sur la dispersion des salaires. A l'inverse, la dispersion des salaires est escomptée diminuer avec le pourcentage de la main d'oeuvre appartenant aux classes d'âge supérieures (40-50 ans, plus de 50 ans).

La proportion de femmes dans la main d'oeuvre constitue également un instrument potentiellement fort de la dispersion des salaires dans l'établissement. Plusieurs auteurs ont montré que la dispersion des salaires augmentait avec le pourcentage de femmes dans la main d'oeuvre (*e.g.* Gerlach & Stephan, 2006; Barth *et al.*, 2012). Les arguments en faveur d'une relation positive entre la part des femmes dans la main d'oeuvre et la dispersion des salaires sont multiples. Il est, tout d'abord, reconnu que la discrimination de salaire et l'existence de caractéristiques productives différentes entre les hommes et les femmes mènent en pratique à un écart salarial favorable aux hommes (*e.g.* Canal Domínguez & Gutiérrez, 2004: 487). Ensuite, le pourcentage de femmes dans la main d'oeuvre peut également refléter certaines caractéristiques de postes et de gestion de la main d'oeuvre dans l'établissement. Selon Drago & Heywood (1995: 513), la participation aux bénéfices de l'entreprise peut être plus commune dans les établissements avec une forte proportion de femmes, car apportant des incitations relativement immédiates. En outre, Gerlach & Stephan (2006: 56) soutiennent que la dispersion des salaires est la plus élevée pour les employés de bureau et les vendeurs, qui sont aussi les postes avec la plus grand proportion de femmes. Dans cette perspective, les variables indiquant le pourcentage de femmes dans chacune des catégories socio-professionnelles de salariés – cadres, TAM, ouvriers, employés – sont également susceptibles d'expliquer significativement une plus grande dispersion des salaires dans l'établissement.

L'existence de formes de rémunération basées sur la performance est présentée, dans la littérature, comme un déterminant majeur de la dispersion des salaires. À partir de données américaines, Seiler (1984) montre que les revenus des salariés rémunérés à la performance sont plus dispersés que les revenus des autres salariés, à l'intérieur des

entreprises et des groupes de salariés. Lemieux *et al.* (2009) montrent que le recours croissant à des formes de rémunération liées à la performance explique pour 21% la croissance de l'inégalité de salaires des hommes entre la fin des années 1970 et le début des années 1990, aux Etats-Unis, et la majeure partie de l'augmentation de l'inégalité de salaires au-delà du huitième décile sur la même période. Barth *et al.* (2012) obtiennent également que la rémunération liée à la performance augmente significativement la dispersion des salaires, tant dans la partie inférieure que dans la partie supérieure de la distribution des salaires. Un ensemble de variables binaires, issues de l'enquête REPONSE, indiquent le recours à des formes de rémunération basées sur la performance dans les établissements, sous la forme d'augmentations individuelles, de primes individuelles ou collectives pour les cadres et les non-cadres. Nous attendons ainsi un effet positif de ces variables sur la dispersion salariale intra-firme.

Certaines des variables considérées comme des instruments potentiels dans l'équation de dispersion des salaires sont toutefois reconnues, dans la littérature, comme des déterminants de l'incidence ou de la fréquence des grèves dans les établissements. Quelques études ont notamment montré que l'incidence des grèves était liée négativement à la proportion de femmes dans la main d'oeuvre (*e.g.* Gramm, 1986: 372), les hommes étant supposés plus militants que les femmes, ces dernières anticipant des coûts plus élevés et des rendements plus faibles de l'activité de grève (Gramm, 1986: 369). Cependant, le pourcentage de femmes dans la main d'oeuvre syndiquée apparaît ne présenter aucun effet significatif sur l'activité de grève dans quelques travaux (*e.g.* Tracy, 1986). De même, Tracy (1986: 432) montre que l'âge moyen des travailleurs syndiqués a un effet négatif sur la probabilité de grèves. Nous prenons donc soin de tester la validité des instruments retenus dans l'ensemble des régressions économétriques proposées, à partir de procédures de test adaptées. Nous testons systématiquement si les instruments retenus ont un effet significativement et conjointement différent de 0 sur σ. Dans le cadre du modèle probit avec variables instrumentales, nous testons la validité des restrictions d'exclusion sur la base de la distance minimale du modèle en deux étapes (Newey, 1987) et le test de sur-identification de Lee (1992). Il n'existe pas, à notre connaissance, de procédure établie permettant de tester la validité des restrictions d'exclusion dans le cadre du modèle probit ordonné avec variables

instrumentales. Nous nous assurons néanmoins que les variables retenues comme telles n'aient pas d'effet direct sur S_{2i} lorsque introduites une à une dans l'équation structurelle des grèves, à partir d'un test de Wald. Cette procédure de test est souvent reconnue comme suffisante dans la littérature (*e.g.* Jenkins *et al.*, 2006).

3.5 Résultats

Nous présentons et discutons, dans cette section, les résultats des régressions économétriques réalisées afin d'estimer l'effet de la dispersion des salaires sur l'activité de grève, dans les établissements français. Nous nous intéressons, tout d'abord, à l'effet de la dispersion des salaires sur la probabilité d'occurrence de grèves dans les établissements. Nous explorons, ensuite, dans quelle mesure la dispersion des salaires influence la fréquence des grèves ainsi que leur durée.

3.5.1 Dispersion des salaires et probabilité de grève

Nous estimons, dans un premier temps, l'effet des deux mesures de dispersion des salaires – coefficient de variation (CV) et rapport inter-décile (D9/D1) des salaires –, sur la probabilité d'occurrence de grèves dans les établissements français, au cours de la période 2002-2004. Les coefficients estimés et effets marginaux sont reportés dans la Table 3.4. Comme souligné dans la section 3.4, l'estimation de l'effet de la dispersion des salaires sur la probabilité de grève est compliquée par l'existence potentielle d'une corrélation non-nulle entre les variables de dispersion des salaires σ et le terme d'erreur ϵ dans l'équation d'occurrence de grèves. Une telle corrélation, si elle est avérée, peut introduire un biais dans les estimations de paramètres. Afin de contrôler l'endogénéité des variables de dispersion des salaires, nous optons pour un modèle probit avec variables instrumentales (*e.g.* Newey, 1987; Rivers & Vuong, 1988), dans lequel nous estimons simultanément par maximum de vraisemblance l'équation d'occurrence de grèves S_1^* et l'équation instrumentée de dispersion des salaires σ, afin de purger le terme d'erreur ϵ de l'hétérogénéité inobservée affectant tant la probabilité d'occurrence de grèves S_1 que la dispersion des salaires σ. Les coefficients et effets marginaux estimés à partir de ce modèle sont reportés dans la Table 3.4, colonnes (1') et (2'), lorsque

la dispersion des salaires est mesurée à travers le coefficient de variation des salaires (CV) et le rapport inter-décile des salaires (D9/D1) respectivement. Afin de mettre en évidence le biais d'hétérogénéité inobservée dans nos estimations, nous reportons dans les colonnes (1) et (2) les estimations de modèles probit, où la dispersion des salaires est supposée être exogène dans l'équation d'occurrence des grèves S_1, *i.e.* non-corrélée avec le terme d'erreur ϵ.

En supposant que la dispersion des salaires est exogène dans l'équation d'occurrence de grèves S_1, nous obtenons qu'elle affecte négativement mais de façon non-significative la probabilité d'occurrence de grèves, quelle que soit la mesure utilisée (CV, D9/D1). L'estimation d'un modèle d'équations simultanées par maximum de vraisemblance nous permet de tester directement l'hypothèse d'exogénéité des variables de dispersion des salaires dans l'équation d'occurrence de grèves S_1, à travers l'estimation du coefficient ρ de corrélation entre les termes d'erreur des équations S_1^* et σ, respectivement ϵ et ν. Le niveau de significativité du coefficient ρ nous permet de rejeter, au seuil de 10%, l'hypothèse d'exogénéité des variables de dispersion des salaires (CV et D9/D1) dans l'équation d'occurrence de grèves S_1 ; les variables de dispersion des salaires sont donc corrélées avec le terme d'erreur ϵ dans l'équation d'occurrence de grèves S_1. Dans chacune des spécifications (1') et (2'), le coefficient ρ estimé s'avère être positif, indiquant que les établissements ayant une forte dispersion des salaires au sein de leur main d'oeuvre peuvent avoir une plus forte probabilité de grèves en raison de caractéristiques inobservables, qui sont corrélées positivement avec le niveau de dispersion des salaires[67]. Les statistiques de test reportées au bas de la Table 3.4 (colonnes (1') et (2')) nous indiquent que les instruments introduits dans l'équation de dispersion des salaires σ sont des instruments valides, *i.e.* expliquant suffisamment le niveau de dispersion des salaires sans affecter directement la probabilité d'occurrence de grèves au cours de la période 2002-2004. Cette corrélation non-nulle et positive entre la dispersion des salaires σ et le terme d'erreur ϵ introduit un biais dans les estimations reportées dans les colonnes (1) et (2), Table 3.4. L'absence de prise en compte de ce

67. En d'autres termes, il existe des facteurs inobservés qui déterminent à la fois la probabilité de grèves et la dispersion des salaires et dans le même sens (positivement ou négativement). Il est probable, par exemple, que la mise en place de dispositifs d'individualisation des salaires par l'employeur affecte positivement la dispersion des salaires et la probabilité d'occurrence de grèves, en suscitant un mécontentement de la part des salariés (voir, *e.g.*, Martin, 1986).

Table 3.4: Dispersion des salaires et probabilité de grève : coefficients et effets marginaux

	Probabilité de grève : S_1							
	Modèles probit				Modèles IV-probit			
	(1)		(2)		(1')		(2')	
	Coef.	EM	Coef.	EM	Coef.	EM	Coef.	EM
CV	-0.060 (0.105)	-0.013	—	—	-1.426* (0.790)	-0.350	—	—
ln(D9/D1)	—	—	-0.279 (0.195)	-0.062	—	—	-2.390** (1.033)	-0.587
Taille (ref : <50 salariés)								
50-99 salariés	0.288* (0.171)	0.065	0.274 (0.171)	0.061	0.244 (0.158)	0.060	0.176 (0.171)	0.043
100-199 salariés	0.440*** (0.165)	0.099	0.436*** (0.166)	0.098	0.397** (0.156)	0.097	0.386** (0.168)	0.095
200-499 salariés	0.500*** (0.166)	0.112	0.487*** (0.166)	0.109	0.489*** (0.155)	0.120	0.370** (0.183)	0.091
500-999 salariés	0.627*** (0.173)	0.141	0.618*** (0.173)	0.139	0.578*** (0.172)	0.142	0.489** (0.199)	0.120
⩾ 1000 salariés	0.797*** (0.199)	0.179	0.792*** (0.200)	0.178	0.777*** (0.199)	0.191	0.666*** (0.227)	0.164
Variables économiques								
Profits	-0.0005 (0.001)	-0.0001	-0.0004 (0.001)	-0.0001	-0.0004 (0.001)	-0.0001	-0.0004 (0.001)	-0.0001
Δ profits	0.005** (0.002)	0.001	0.005** (0.002)	0.001	0.004* (0.002)	0.001	0.003 (0.002)	0.001
Chômage	0.000 (1.802)	0.000	0.212 (1.802)	0.048	-0.229 (1.692)	-0.056	1.729 (1.797)	0.425
Δ emploi	-0.255 (0.216)	-0.057	-0.242 (0.216)	-0.054	-0.285 (0.193)	-0.070	-0.133 (0.218)	-0.033
% coûts du travail	-0.025 (0.281)	-0.006	-0.071 (0.282)	-0.016	-0.231 (0.281)	-0.057	-0.508 (0.338)	-0.125
CSP (ref : % employés)								
% ouvriers	0.502** (0.203)	0.113	0.493** (0.202)	0.111	0.440** (0.194)	0.108	0.354* (0.214)	0.087
% TAM	0.985*** (0.276)	0.221	1.091*** (0.290)	0.245	1.109*** (0.255)	0.272	1.949*** (0.436)	0.479
% cadres	-0.046 (0.269)	-0.010	0.136 (0.305)	0.030	0.299 (0.324)	0.073	1.816** (0.867)	0.446
Variables syndicales								
DS	0.502*** (0.146)	0.113	0.499*** (0.146)	0.112	0.439*** (0.139)	0.108	0.382** (0.156)	0.094
⩾ 10% syndiqués	0.313*** (0.083)	0.070	0.309*** (0.084)	0.069	0.211** (0.104)	0.052	0.201* (0.107)	0.049
Activité syndicale BE	0.195*** (0.074)	0.044	0.189** (0.074)	0.042	0.146* (0.081)	0.036	0.103 (0.089)	0.025
Nb. de syndicats	0.177*** (0.030)	0.040	0.177*** (0.030)	0.040	0.149*** (0.041)	0.036	0.141*** (0.041)	0.035
Secteur (NES 16)	*X*		*X*		*X*		*X*	
Constante	-2.317*** (0.280)		-2.181*** (0.292)		-1.382** (0.685)		-0.620 (0.963)	
$\rho(\epsilon, \nu)$					0.523* (0.316)		0.551* (0.326)	
Test instruments (p-value)								
Inclusion : Wald test					0.001		0.000	
Exclusion : A-L-N test					0.821		0.978	
Observations	2040		2040		2040		2040	

NOTES : Ecarts-type robustes entre parenthèses. Coef. = Coefficients. EM = Effets Marginaux. *** significatif à 1%, ** significatif à 5 %, * significatif à 10%. CV = coefficient de variation des salaires. D9/D1 = rapport entre le 9e décile et le 1er décile des salaires. Instruments : % femmes parmi les TAM, % salariés âgés entre 30 et 40 ans dans la main d'oeuvre, primes collectives pour les salariés cadres (binaire). A-L-N = Amemiya-Lee-Newey.

biais d'endogénéité conduit à sous-estimer l'effet négatif de la dispersion des salaires sur la probabilité d'occurrence de grèves. En effet, en contrôlant l'endogénéité des variables de dispersion des salaires dans l'équation S_1^*, nous obtenons désormais un effet négatif plus prononcé et statistiquement significatif des deux variables (CV, D9/D1) sur la probabilité d'occurrence de grèves. Il apparait ainsi que dans les établissements français, une augmentation de la dispersion des salaires freine l'émergence de grèves.

Nos résultats mettent en évidence un effet négatif beaucoup plus prononcé de la dispersion des salaires sur la probabilité de grèves lorsque celle-ci est mesurée par le rapport inter-décile des salaires (D9/D1). Dans ce type de modèle de probabilité, les coefficients estimés sont difficiles à interpréter, car mesurant l'évolution de la variable dépendante inobservée S_1^* associée à l'évolution de la variable explicative considérée, et ne permettent donc pas de quantifier précisément l'effet des deux mesures de dispersion des salaires sur la probabilité d'occurrence de grèves dans les établissements. Nous calculons par conséquent les effets marginaux (EM), indiquant l'effet de la variation d'une unité de la variable de dispersion des salaires sur la probabilité d'occurrence de grèves. Les effets marginaux que nous reportons dans la Table 3.4 sont des effets marginaux moyens (*Average Marginal Effects, AME*), c'est-à-dire que l'effet marginal associé à chaque variable correspond à la moyenne des effets marginaux individuels calculés pour l'ensemble des établissements. Ces effets marginaux moyens sont préférés aux effets marginaux à la moyenne (*Marginal Effects at Means, MEM*), calculés à la moyenne de l'ensemble des variables explicatives ($\mathbf{X}$ et σ) et discutables à ce titre [68]. Le calcul des effets marginaux nous permet d'évaluer précisément dans quelle mesure la probabilité de grève varie lors d'une évolution à la hausse ou à la baisse de la dispersion des salaires. Nous montrons notamment qu'une augmentation de 0.1 unité du coefficient de variation des salaires est associée à une diminution de la probabilité de grèves de l'ordre de 0.035 (0.1×0.350) [69]. Parallèlement, pour une augmentation

68. Aucun établissement, dans notre cas, ne peut avoir la valeur moyenne pour l'ensemble des variables explicatives. L'individu moyen reste donc très hypothétique et n'a que peu de sens dans le cas d'établissements. En outre, aucun établissement ne peut réellement présenter la valeur moyenne d'une variable explicative discrète (*i.e.* valeur moyenne comprise entre 0 et 1, dans le cas de variables binaires égales à 0 ou 1). Enfin, ces effets marginaux à la moyenne sont critiquables par le fait qu'ils sont calculés que pour un ensemble de valeurs, les valeurs moyennes.

69. Ou une augmentation de 1 unité du coefficient de variation des salaires est associée à une diminution de la probabilité de grèves de l'ordre de 0.35.

de 0.1 unité du rapport inter-décile des salaires, nous observons que la probabilité d'occurrence de grèves diminue de 0.059 (0.1×0.587).

Cet effet négatif plus prononcé associé au rapport inter-décile (D9/D1) peut s'interpréter à la lumière des caractéristiques propres à ces deux mesures de dispersion des salaires. Le coefficient de variation (CV) est reconnu pour être plus sensible que rapport inter-décile (D9/D1) aux valeurs extrêmes, notamment supérieures, dans la distribution des salaires. Cette plus grande sensibilité du coefficient de variation s'illustre notamment par un écart-type plus élevé de cette variable dans notre échantillon (voir Table 3.3) et pourrait expliquer l'écart observé entre CV et D9/D1 quant à leur effet sur la probabilité de grèves (Table 3.4). En outre, le coefficient de variation (CV) se distingue du rapport inter-décile (D9/D1) en pondérant l'étendue de la dispersion des salaires par le salaire moyen au sein de la main d'oeuvre. Ce rôle du salaire moyen, dans l'écart observé entre les effets de CV et D9/D1, est conforté par les résultats obtenus pour certaines variables de contrôle dans l'équation d'occurrence de grèves. Nous observons, en effet, des écarts importants entre les spécifications (1') et (2'), au regard des variables caractérisant la composition socio-professionnelle de la main d'oeuvre. Spécifiquement, si l'effet positif associé à '% ouvriers' dans (2') est plus faible que dans (1'), l'effet positif associé à '% TAM' s'avère, à l'inverse, être plus élevé dans (2'). De plus, '% cadres' présente un effet significativement positif dans (2'), alors que non-significatif dans (1'). Les effets obtenus dans (2') sont d'autant plus surprenants que la littérature présente généralement un effet positif de la proportion de cols bleus (*manuel workers* ou *blue-collar workers*) sur l'incidence de grèves (*e.g.* Blanchflower & Cubbin, 1986; Ingram *et al.*, 1993). Ainsi, en ne contrôlant pas le salaire moyen dans la mesure de dispersion des salaires (D9/D1), il semble que l'effet de celui-ci soit capté en partie par ces variables décrivant la composition socio-professionnelle de la main d'oeuvre : le niveau de salaire moyen dans les établissements est, en effet, susceptible d'être d'autant plus élevé que le pourcentage de cadres et de TAM est élevé au sein de la main d'oeuvre, en référence au pourcentage d'employés. Si l'introduction du salaire moyen[70] permettrait de vérifier la pertinence de notre analyse au regard de l'écart observé entre les effets de CV et D9/D1, elle peut néanmoins introduire

70. Variable disponible dans les DADS.

des biais importants d'endogénéité et de simultanéité dans nos estimations [71]. Une tel prolongement dépasse, en outre, le cadre principal de cet article.

Ces premiers résultats soulignent, dans le cas des établissements français, un rôle majeur de la cohésion [72] entre les salariés dans l'émergence de grèves (*e.g.* Godard, 1992, 2005; Campolieti *et al.*, 2005). En effet, une augmentation de la dispersion des salaires est associée, dans la littérature, à une réduction de la cohésion au sein de la main d'oeuvre, en raison d'une concurrence accrue entre les salariés (Lazear, 1989; Levine, 1991; Cowherd & Levine, 1992) et de l'hétérogénéité croissante de la main d'oeuvre qu'elle est supposée refléter. Les résultats obtenus nous amènent à reconnaître l'existence d'un tel effet indirect négatif de la dispersion des salaires sur la probabilité de grèves, à travers la cohésion entre les salariés : une augmentation de la dispersion des salaires réduirait la cohésion entre les salariés et, de ce fait, la probabilité d'occurrence de grèves dans les établissements. Une forte dispersion des salaires est également reconnue conduire, dans la littérature, à des perceptions d'injustice ou d'iniquité (*e.g.* Shalev, 1980) et à un mécontentement de certains groupes de salariés, augmentant ainsi la propension des salariés à soutenir des grèves (*e.g.* Martin, 1986), lorsque celles-ci ne portent pas directement sur ces écarts de salaires (*e.g.* Hyman, 1989). Cette première analyse de la probabilité d'occurrence de grèves ne met pas en évidence l'existence de tels effets opposés dans les établissements français.

L'existence de grèves reste une mesure sommaire de l'activité de grève dans les établissements. Elle masque, en effet, des différences de fréquence et de durée des grèves entre les établissements, également supposées varier en fonction de la structure des salaires au sein de la main d'oeuvre. Au regard de la littérature existante, la plus faible cohésion entre les salariés, associée à une plus forte dispersion des salaires, est susceptible de limiter particulièrement le nombre de grèves engagées dans les établissements. L'effet négatif associé à la dispersion des salaires dans l'équation d'occurrence de grèves S_1 pourrait ainsi dissimuler des situations contrastées en fonction de la fréquence des

71. Le salaire moyen est susceptible d'être corrélé avec le terme d'erreur dans l'équation d'occurrence des grèves, au même titre que la dispersion des salaires. L'introduction simultanée des variables de dispersion des salaires et de salaire moyen dans l'équation d'occurrence des grèves peut également entraîner un biais de simultanéité dans les estimations de paramètres.

72. Dans la littérature, les termes 'cohésion' et 'solidarité' sont utilisés alternativement par les auteurs. Nous retenons, dans la suite de l'article, le terme 'cohésion' afin de ne pas alourdir le texte et d'en faciliter la lecture.

grèves dans les établissements, sur la période 2002-2004. Dans cette perspective, une augmentation de la dispersion des salaires réduirait essentiellement l'incidence d'une fréquence élevée des grèves, sans affecter de façon comparable l'incidence de grèves ponctuelles.

3.5.2 Dispersion des salaires et fréquence des grèves

Nous estimons, dans un second temps, l'effet de la dispersion des salaires sur la fréquence des grèves. Comme souligné précédemment, la mesure de fréquence des grèves dont nous disposons est une variable ordinale S_2 issue de l'enquête REPONSE 2002-2004, qui recense le nombre de grèves enregistrées sur la période 2002-2004 à partir des modalités suivantes : 0, 1-2, 3-5, > 5. Nous attendons, comme pour l'occurrence de grèves S_1, une corrélation non-nulle entre la variable de dispersion des salaires σ et le terme d'erreur η dans l'équation de fréquence des grèves S_2^*. Compte tenu de la nature ordinale de la variable de fréquence des grèves, nous contrôlons l'endogénéité de la dispersion des salaires grâce à un modèle probit ordonné avec variables instrumentales (*e.g.* Newey, 1987; Rivers & Vuong, 1988). L'estimation simultanée de l'équation de fréquence des grèves S_2^* et de l'équation instrumentée de dispersion des salaires σ par maximum de vraisemblance[73] est ici préférée à une stratégie en deux étapes, privilégiée dans certains travaux existants (*e.g.* Newey, 1987; Rivers & Vuong, 1988) pour des raisons généralement de simplicité des calculs et de faisabilité dans le cas d'échantillons de taille importante, mais néanmoins reconnue comme moins efficace.

Les estimations des coefficients sont reportées dans la Table 3.5. Nous reportons, dans les colonnes (1) et (2), les coefficients estimés dans le cadre de modèles probit ordonné, basés sur l'hypothèse d'exogénéité de la dispersion des salaires (CV et D9/D1, respectivement), afin de mettre en évidence le biais induit par l'endogénéité de la dispersion des salaires dans nos estimations. Les colonnes (1') et (2') rassemblent, quant à elles, les coefficients estimés à partir de modèles probit ordonné avec variables instrumentales. Il n'existe pas, à notre connaissance, de procédures de test établies permettant de contrôler la validité des instruments introduits dans l'équation de dispersion des salaires σ. Nous menons néanmoins des tests de Wald sur ces variables afin

73. Estimations réalisées sous Stata grâce à la commande `cmp` (voir, *e.g.*, Roodman, 2009)

de nous assurer que ces variables expliquent suffisamment la dispersion des salaires σ, d'une part, et n'affectent pas la fréquence des grèves S_2^*, excepté à travers la variable de dispersion des salaires (voir section 3.4.2). Ces statistiques de test, reportées au bas de la Table 3.5, révèlent que les instruments introduits dans l'équation de dispersion des salaires σ sont des instruments valides. Le coefficient ρ reporté dans (1') et (2') indique une corrélation non-nulle, significative au seuil de 5%, entre les termes d'erreur ν et η des deux équations, *i.e.* une corrélation non-nulle entre la dispersion des salaires σ et le terme d'erreur η dans l'équation de fréquence des grèves S_2^*. Cette corrélation non-nulle indique que les estimations reportées dans (1) et (2) sont biaisées. Comme pour l'occurrence de grèves S_1, ce coefficient ρ s'avère être positif, avec les mêmes implications que celles discutées dans la section 3.5.1. Les coefficients estimés dans la Table 3.5 ont une configuration très proche de celle présentée précédemment pour la probabilité de grèves ; l'effet associé à la dispersion des salaires s'avère être significativement négatif (colonnes (1') et (2'), Table 3.5), cet effet étant fortement sous estimé lorsque l'endogénéité entre la dispersion des salaires σ et la fréquence des grèves S_2^* est ignorée.

Les coefficients estimés dans ces modèles à réponse ordonnée restent cependant difficiles à interpréter, sachant que le signe du coefficient indique seulement un changement de probabilité dans les catégories supérieure et inférieure de la variable dépendante (voir Greene, 2003). Les effets marginaux moyens (*Average Marginal Effets, AME*)[74], reportés dans la Table 3.6, permettent d'évaluer plus précisément l'effet d'une variation de la dispersion des salaires sur la probabilité de chacune des fréquences de grèves S_{2j}. A partir de ces effets marginaux, en contrôlant l'endogénéité de la dispersion des salaires, nous montrons que cette dernière présente un effet négatif particulièrement prononcé sur la probabilité d'occurrence de 1 ou 2 grèves. Une augmentation de 0.1 unité du coefficient de variation des salaires (CV) entraîne ici une diminution d'environ 0.025 (0.1×0.253) de la probabilité d'occurrence d'1 ou 2 grèves, *ceteris paribus*. Pour les mêmes raisons que celles discutées précédemment (Section 3.5.1), une augmentation de même ampleur du rapport inter-décile (D9/D1) est associée à une réduction plus importante de la probabilité d'une ou deux grèves, soit d'environ 0.04 (0.1×0.395).

74. voir Section 3.5.1, pour une discussion de ces effets marginaux

Table 3.5: Dispersion des salaires et fréquence des grèves : coefficients

	Fréquence des grèves : S_2							
	Modèles probit ordonné				Modèles IV-probit ordonné			
	(1)		(2)		(1')		(2')	
	Coef.	(E-T)	Coef.	(E-T)	Coef.	(E-T)	Coef.	(E-T)
CV	-0.123	(0.105)	—		-1.723**	(0.716)	—	
ln(D9/D1)	—		-0.229	(0.174)	—		-2.758***	(0.901)
Taille (ref : <50 salariés)								
50-99 salariés	0.290*	(0.166)	0.278*	(0.166)	0.231	(0.146)	0.151	(0.159)
100-199 salariés	0.435***	(0.158)	0.431***	(0.158)	0.371**	(0.145)	0.355**	(0.161)
200-499 salariés	0.576***	(0.161)	0.562***	(0.161)	0.533***	(0.149)	0.387**	(0.185)
500-999 salariés	0.698***	(0.165)	0.690***	(0.165)	0.607***	(0.171)	0.495**	(0.203)
$\geqslant$ 1000 salariés	0.947***	(0.188)	0.941***	(0.189)	0.870***	(0.206)	0.728***	(0.244)
Variables économiques								
Profits	-0.0003	(0.0004)	-0.0003	(0.0004)	-0.0003	(0.001)	-0.0003	(0.0005)
Δ profits	0.005**	(0.002)	0.005**	(0.002)	0.003*	(0.002)	0.002	(0.002)
Chômage	0.296	(1.697)	0.538	(1.694)	-0.045	(1.578)	2.270	(1.588)
Δ emploi	-0.436**	(0.206)	-0.424**	(0.207)	-0.427**	(0.180)	-0.243	(0.222)
% coûts du travail	-0.031	(0.257)	-0.062	(0.259)	-0.275	(0.245)	-0.587**	(0.293)
CSP (ref : % employés)								
% ouvriers	0.521***	(0.195)	0.512***	(0.194)	0.433**	(0.186)	0.325	(0.209)
% TAM	1.136***	(0.261)	1.206***	(0.271)	1.216***	(0.242)	2.161***	(0.344)
% cadres	0.068	(0.246)	0.200	(0.272)	0.460*	(0.273)	2.199***	(0.736)
Variables syndicales								
DS	0.440***	(0.139)	0.437***	(0.139)	0.361***	(0.129)	0.289*	(0.149)
$\geqslant$ 10% syndiqués	0.350***	(0.076)	0.351***	(0.076)	0.213**	(0.103)	0.201*	(0.109)
Activité syndicale BE	0.212***	(0.069)	0.207***	(0.069)	0.143*	(0.077)	0.091	(0.085)
Nb. de syndicats	0.182***	(0.027)	0.181***	(0.027)	0.142***	(0.039)	0.131***	(0.040)
Secteur (NES 16)	*X*		*X*		*X*		*X*	
μ_1	2.426***	(0.271)	2.351***	(0.283)	1.231*	(0.681)	0.362	(0.957)
μ_2	3.193***	(0.274)	3.117***	(0.285)	1.865**	(0.787)	0.976	(1.078)
μ_3	3.681***	(0.278)	3.603***	(0.290)	2.268***	(0.855)	1.366	(1.156)
$\rho(\epsilon, \eta)$					0.643**	(0.308)	0.694**	(0.338)
Test instruments : χ_2 (p-value)								
Inclusion (2)					0.000		0.000	
Exclusion :								
% 30-40 ans					0.780		0.816	
% TAM femmes					0.789		0.824	
Observations	2040		2040		2040		2040	

NOTES : Ecarts-type robustes entre parenthèses. Coef. = Coefficients. EM = Effets Marginaux. *** significatif à 1%, ** significatif à 5 %, * significatif à 10%. CV = coefficient de variation des salaires. D9/D1 = rapport entre le 9e décile et le 1er décile des salaires.

Table 3.6: Dispersion des salaires (CV) et fréquence des grèves : effets marginaux

	Modèles probit ordonné		Modèles IV-probit ordonné	
	CV	ln(D9/D1)	CV	ln(D9/D1)
Fréquence des grèves : S_2				
1-2	-0.020	-0.037	-0.253***	-0.395***
	(0.017)	(0.028)	(0.080)	(0.073)
3-5	-0.007	-0.012	-0.119*	-0.193**
	(0.006)	(0.009)	(0.061)	(0.083)
> 5	-0.004	-0.008	-0.127	-0.225
	(0.004)	(0.006)	(0.122)	(0.217)

NOTES : Ecarts-type robustes entre parenthèses. *** significatif à 1%, ** significatif à 5 %, * significatif à 10%. CV = coefficient de variation des salaires. D9/D1 = rapport entre le 9e décile et le 1er décile des salaires.

L'effet négatif de la dispersion des salaires diminue sensiblement pour des fréquences de grèves élevées et s'avère, de plus, être moins significatif voire non-significatif sur la probabilité d'occurrence de plus de 5 grèves, au cours de la période 2002-2004.

Cet effet négatif décroissant de la dispersion des salaires sur la fréquence des grèves va à l'encontre des seules prédictions théoriques associant la dispersion des salaires à la cohésion entre les salariés. Dans cette perspective, la dispersion des salaires serait attendue réduire significativement la probabilité de chaque fréquence de grèves S_{2j}, voire plus fortement les fréquences de grèves supérieures. L'effet négatif décroissant de la dispersion des salaires sur la fréquence des grèves révèle plutôt une combinaison des effets théoriques contradictoires, présentés dans la littérature, dans le cadre des établissements français. On sait, d'après la littérature existante, qu'une forte dispersion des salaires au sein de la main d'oeuvre engendre un mécontentement de certains groupes de salariés, lié pour certains auteurs à des perceptions d'injustice ou d'iniquité (*e.g.* Shalev, 1980; Kaufman, 1982), qui peut conduire directement et/ou indirectement à une plus forte propension de grève : d'une part, des salariés insatisfaits de leur relatif sont plus enclins à demander de fortes augmentations de salaires, augmentant de fait la probabilité de grèves (voir, *e.g.*, Shorey, 1976) ; d'autre part, cette forme d'insatisfaction des salariés est reconnue pour augmenter la propension des salariés à s'engager ou à supporter des grèves, quel que soit leur mot d'ordre (*e.g.* Martin, 1986; Buttigieg *et al.*, 2008). Cet effet opposé (positif) apparaît ainsi contrebalancer l'effet

négatif d'une plus faible cohésion des salariés sur les fréquences de grèves supérieures. En d'autres termes, si la dispersion des salaires réduit la cohésion entre les salariés, nécessaire pour le déclenchement de grèves, cette dispersion des salaires est parallèlement source de mécontentement chez certains salariés, qui semble conduire davantage à des grèves répétées qu'à des grèves ponctuelles. Des salariés mécontents qui considèrent que leur salaire relatif est trop faible ou qui se sentent traités de façon inéquitable, apparaissent être plus enclins à supporter ou à s'engager dans des grèves régulières lorsque la structure des salaires ne constitue pas directement le mot d'ordre de ces grèves. L'effet négatif de la dispersion des salaires, associé à une plus faible cohésion entre les salariés, reste néanmoins prédominant sur ces fréquences de grèves.

La variable de fréquence de grèves, considérée dans cet article, agrège deux variables ordinales décrivant respectivement la fréquence des grèves 'courtes', *i.e.* d'une durée minimale d'une journée et inférieures à deux jours, et la fréquence des grèves 'longues', *i.e.* de durée égale ou supérieure à deux jours. L'association de ces deux variables est motivée par le nombre limité d'observations enregistré pour certaines fréquences de grèves lorsque grèves 'courtes' et grèves 'longues' sont distinguées (voir Table 3.2), pouvant affecter la portée des estimations. Cette distinction entre grèves 'courtes' et grèves 'longues' est toutefois intéressante, compte tenu des divergences observées, dans la littérature, entre les déterminants de l'incidence de grèves et de la durée des grèves (*e.g.* Campolieti *et al.*, 2005). La durée des grèves est notamment reconnue dépendre particulièrement de la cohésion des salariés durant celles-ci (*e.g.* Abowd & Tracy, 1989). Les résultats que nous obtenons pour l'ensemble des grèves, quelle que soit leur durée, sont susceptibles de masquer des différences significatives entre les grèves 'courtes' et les grèves 'longues'.

3.5.3 Dispersion des salaires et durée des grèves

Nous comparons désormais l'effet de la dispersion des salaires sur l'occurrence de grèves 'courtes' et l'occurrence de grèves 'longues' dans les établissements français. Les statistiques descriptives révèlent que ces deux formes de grèves sont souvent associées dans les établissements (voir Table 3.3). Notamment, près de 64% des établissements ayant enregistré une ou plusieurs grèves 'longues' sur la période 2002-2004 ont égale-

ment enregistré une ou plusieurs grèves 'courtes' sur la même période. Afin d'observer la seule probabilité de grèves 'courtes', indépendamment des grèves 'longues', nous excluons de la variable d'occurrence de grèves 'courtes' les établissements ayant aussi enregistré des grèves 'longues' sur la période [75]. A l'inverse, les établissements considérés dans la variable d'occurrence de grèves 'longues' ont pour partie également connu des grèves 'courtes'. Nous considérons uniquement, dans cette section, le coefficient de variation des salaires (CV) comme mesure de la dispersion des salaires dans les établissements. Les deux mesures de dispersion des salaires considérées dans cet article s'avèrent présenter des effets de nature comparable sur l'activité de grève ; l'écart observé entre les effets de CV et D9/D1 a déjà été largement discuté précédemment. La présentation des résultats pour chacune de ces deux mesures de dispersion des salaires ne présente donc pas d'intérêt supplémentaire dans cette section. Le coefficient de variation des salaires (CV) est ici privilégié car permettant de contrôler simultanément et sans biais l'effet du salaire moyen dans les établissements (voir Section 3.5.1) [76]. Nous reportons, dans la Table 3.7, les coefficients estimés et les effets marginaux de l'ensemble des variables introduites dans les équations d'occurrence de grèves 'courtes' et d'occurrence de grèves 'longues'.

Si la dispersion des salaires semble présenter des effets comparables sur la probabilité de grèves 'courtes' et la probabilité de grèves 'longues', lorsque supposée être exogène (modèles probit), le fait de contrôler le biais d'hétérogénéité inobservée mène à des résultats très différents pour ces deux formes de grèves. Nous introduisons le même vecteur d'instruments dans l'équation de dispersion des salaires σ, dans le cas des grèves 'courtes' et des grèves 'longues', qui s'avèrent être valides dans les deux cas (voir statistiques de test au bas de la Table 3.7). Au regard des coefficients ρ estimés dans les modèles probit avec variables instrumentales, le terme d'erreur ν de l'équation de dispersion des salaires s'avère être corrélé significativement avec le terme d'erreur tant dans l'équation d'occurrence de grèves 'courtes' que dans l'équation d'occurrence de grèves 'longues', indiquant la présence d'un biais dans les estimations de paramètres issues des modèles probit. Ce coefficient ρ est positif dans le cas des grèves 'courtes',

75. Dans notre échantillon ($N = 2040$), 321 établissements n'ont enregistré que des grèves 'courtes' sur la période 2002-2004, sans aucune grève 'longue'.

76. Les résultats obtenus en considérant le rapport inter-décile des salaires (D9/D1) comme variable de dispersion des salaires sont néanmoins reportés dans la section Annexes (3.7), Table 3.10.

Table 3.7: Dispersion des salaires et durée des grèves : coefficients et effets marginaux

	Probabilité de ...							
	... grèves 'courtes' (< 2 jours)				*... grèves 'longues' (⩾ 2 jours)*			
	Modèle probit		Modèle IV-probit		Modèle probit		Modèle IV-probit	
	Coef.	EM	Coef.	EM	Coef.	EM	Coef.	EM
CV	-0.010 (0.110)	-0.002	-2.144*** (0.595)	-0.593	-0.077 (0.147)	-0.010	1.918*** (0.670)	0.350
Taille (ref : <50 salariés)								
50-99 salariés	0.247 (0.184)	0.050	0.148 (0.130)	0.041	0.168 (0.257)	0.021	0.132 (0.192)	0.024
100-199 salariés	0.383** (0.177)	0.077	0.271** (0.131)	0.075	0.260 (0.254)	0.033	0.172 (0.193)	0.031
200-499 salariés	0.354** (0.178)	0.071	0.311** (0.130)	0.086	0.468* (0.247)	0.059	0.267 (0.204)	0.049
500-999 salariés	0.439** (0.186)	0.089	0.334** (0.143)	0.093	0.524** (0.250)	0.066	0.345* (0.208)	0.063
⩾ 1000 salariés	0.388* (0.210)	0.078	0.374** (0.180)	0.103	0.788*** (0.274)	0.099	0.463* (0.279)	0.084
Variables économiques								
Profits	-0.0005 (0.001)	-0.0001	-0.0003 (0.001)	-0.0001	-0.0003 (0.0003)	-0.00003	-0.0002 (0.0002)	-0.00004
Δ profits	0.005** (0.002)	0.001	0.003 (0.002)	0.001	-0.0004 (0.003)	-0.0001	0.0002 (0.002)	0.00004
Chômage	-0.201 (1.828)	-0.041	-0.546 (1.536)	-0.151	0.632 (2.295)	0.080	0.891 (1.905)	0.163
Δ emploi	-0.245 (0.240)	-0.049	-0.258 (0.174)	-0.071	0.021 (0.255)	0.003	0.104 (0.199)	0.019
% coûts du travail	-0.008 (0.300)	0.002	-0.333 (0.248)	-0.092	-0.244 (0.363)	-0.031	0.118 (0.316)	0.022
CSP (ref : % employés)								
% ouvriers	0.153 (0.212)	0.031	0.108 (0.157)	0.030	0.928*** (0.300)	0.117	0.659** (0.283)	0.120
% TAM	0.448 (0.286)	0.090	0.684*** (0.222)	0.189	1.166*** (0.400)	0.147	0.511 (0.422)	0.093
% cadres	-0.069 (0.281)	-0.014	0.484* (0.260)	0.134	0.199 (0.366)	0.025	-0.359 (0.347)	-0.066
Variables syndicales								
DS	0.570*** (0.155)	0.115	0.382*** (0.124)	0.106	0.425* (0.228)	0.053	0.315 (0.194)	0.058
⩾ 10% syndiqués	0.226*** (0.086)	0.046	0.049 (0.077)	0.013	0.191* (0.101)	0.024	0.231*** (0.078)	0.042
Activité syndicale BE	0.032 (0.076)	0.006	-0.018 (0.070)	-0.005	0.313*** (0.093)	0.039	0.262*** (0.091)	0.048
Nb. de syndicats	0.109*** (0.031)	0.022	0.062* (0.034)	0.017	0.136*** (0.037)	0.017	0.108*** (0.038)	0.020
Secteur (NES 16)	*X*		*X*		*X*		*X*	
Constante	-2.098*** (0.297)		-0.392 (0.491)		-3.302*** (0.386)		-3.328*** (0.462)	
$\rho(\epsilon, \nu)$			0.966*** (0.274)				-0.851** (0.361)	
Test instruments (p-value)								
Inclusion : Wald test			0.002				0.000	
Exclusion : A-L-N test			0.827				0.835	
Observations	2040		2040		2040		2040	

NOTES : Ecarts-type robustes entre parenthèses. Coef. = Coefficients. EM = Effets Marginaux. *** significatif à 1%, ** significatif à 5 %, * significatif à 10%. CV = coefficient de variation des salaires. Instruments : % femmes parmi les TAM, % salariés âgés entre 30 et 40 ans dans la main d'oeuvre, primes collectives pour les salariés cadres (binaire). A-L-N = Amemiya-Lee-Newey.

conformément aux résultats présentés pour l'ensemble des grèves (voir Section 3.5.1). A l'inverse, ce coefficient ρ s'avère être négatif dans le cas de grèves 'longues', indiquant que les établissements ayant une forte dispersion des salaires au sein de leur main d'oeuvre peuvent avoir une plus faible probabilité de connaitre des grèves 'longues' en raison de caractéristiques inobservées, corrélées négativement avec le niveau de dispersion des salaires [77]. En ignorant cette corrélation non-nulle, le modèle probit sous-estime l'effet négatif de la dispersion des salaires sur la probabilité d'occurrence de grèves 'courtes'. L'effet négatif de la dispersion des salaires sur la probabilité de grèves 'courtes' (-0.593) se révèle être plus prononcé qu'en considérant l'ensemble des grèves indépendamment de leur durée, indiquant que l'effet estimé dans la Table 3.4 reflète principalement l'effet de la dispersion des salaires sur la probabilité de grèves 'courtes'. En effet, nous obtenons, à l'inverse, qu'une augmentation de la dispersion des salaires est associée à une hausse significative de la probabilité de grèves 'longues' ($+0.350$), en contrôlant le biais d'hétérogénéité inobservée.

Cet effet positif de la dispersion des salaires sur la probabilité de grèves 'longues' indique que les conflits relatifs à la structure des salaires conduisent principalement, le cas échéant, à des grèves de longue durée. Si une forte dispersion des salaires est source de mécontentement des salariés, les grèves auxquelles ce mécontentement des salariés peut conduire s'avèrent être en moyenne des grèves de longue durée. La durée d'une grève dépend, en partie, de la disposition de l'employeur à satisfaire les demandes exprimées par les syndicats et les salariés. Les salariés et syndicats seraient ainsi plus disposés à mener des grèves de longue durée, en présence de forts différentiels de salaires, afin de réduire la dispersion salariale intra-firme, à travers notamment l'augmentation des bas salaires ou le changement des modes de rémunération. Dans ce sens, nos résultats font notamment écho aux conclusions de Martin (1986), pour qui les salariés percevant une faible équité salariale sont plus disposés à faire grève en soutien aux syndicats et pour une forte augmentation de salaire alors que peu disposés à faire grève pour une faible augmentation de salaire. Rabin (1998) souligne, par ailleurs, que les membres d'un syndicat peuvent faire grève plus longtemps que dans le cas de leurs

77. En d'autres termes, la probabilité de grèves 'longues' et la dispersion des salaires sont déterminés par des facteurs inobservés, qui affectent simultanément mais inversement ces deux variables (*e.g.* hétérogénéité des caractéristiques individuelles des salariés au sein de la main d'oeuvre).

intérêts matériels lorsqu'ils souhaitent punir un employeur d'avoir été injuste.

Ces grèves dites 'longues' sont principalement enregistrées dans les établissements de grande taille (voir Table 3.2), où les syndicats sont les mieux implantés (Amossé, 2004; Amossé & Pignoni, 2006; Wolff, 2008) et les modes d'organisation sont reconnus pour cadrer plus facilement avec l'activité de traduction et de prise en charge des syndicats (Brochard, 2005; Denis *et al.*, 2008: 235). Ainsi, le lien positif que nous estimons entre le niveau de dispersion des salaires et la probabilité d'occurrence de grèves longues est susceptible de ne refléter qu'une situation spécifique aux grands établissements, dans lesquels les syndicats disposent d'une plus grande capacité d'action et sont plus à mêmes de rassembler les mécontentements individuels des salariés dans une grève, en présence de forts différentiels de salaires. En répliquant nos estimations sur deux sous-échantillons incluant respectivement les établissements de moins de 200 salariés et les établissements de 200 salariés et plus, nous observons en effet que la probabilité de grèves 'longues' augmente significativement avec la dispersion des salaires seulement dans les plus grands établissements (voir Table 3.11, dans section Annexes (3.7)). Dans les établissements de moins de 200 salariés, à l'inverse, la probabilité de grèves 'longues' décroît avec le niveau de dispersion des salaires, indiquant le rôle prépondérant d'une plus faible cohésion entre les salariés dans ces plus petits établissements [78].

3.5.4 Tests de robustesse

L'ensemble des estimations réalisées dans cet article sont basées sur un échantillon d'établissements réduit au sein de l'échantillon total issu de l'enquête REPONSE 2002-2004 (volet 'représentants de la direction'). Nous considérons ce sous-échantillon afin de pouvoir contrôler les déterminants dits 'économiques' des grèves, disponibles pour une partie seulement des établissements grâce aux données EAE. Ces déterminants économiques renvoient aux principaux modèles théoriques des grèves développés dans la littérature, incluant le modèle d'Ashenfelter & Johnson (1969), le modèle de coûts conjoints ou *joint-cost hypothesis* (Reder & Neumann, 1980; Kennan, 1980) et les

78. La portée de ces résultats peut néanmoins être discutée, compte tenu du faible nombre d'établissements de moins de 200 salariés ayant enregistré une ou plusieurs grèves 'longues', *i.e.* égales ou supérieures à deux jours, au cours de la période 2002-2004 ($N = 35$).

modèles d'information asymétrique unilatérale (*e.g.* Hayes, 1984; Card, 1990b).

À la lumière des différentes estimations réalisées dans cet article, force est de constater que ces variables économiques affectent peu ou pas l'activité de grève dans les établissements. Plusieurs facteurs peuvent néanmoins expliquer cette faiblesse des déterminants économiques, au premier rang desquels l'existence d'un écart entre l'unité d'analyse de la variable dépendante et l'unité d'analyse de ces variables indépendantes dans le cas des entreprises multi-établissements. En effet, si l'unité d'analyse de l'enquête REPONSE est l'établissement, l'information fournie par les EAE est principalement disponible au niveau des entreprises. Dans une configuration comparable, plusieurs auteurs ont pourtant mis en évidence que les variables au niveau de l'établissement étaient généralement de bonnes indicatrices des variables au niveau de l'entreprise (*e.g.* Coutrot, 1996; Breda, 2008) et inversement (Ananian & Aubert, 2006). De plus, les établissements interrogés dans le cadre de l'enquête REPONSE sont reconnus pour rassembler, en moyenne, une part importante des effectifs de leur entreprise (Ananian & Aubert, 2006). Le fait d'utiliser des valeurs retardées (avant 2002) des variables économiques peut également expliquer que leur effet sur l'émergence et la fréquence des grèves s'avère être si limité. Statistiquement, l'emploi de valeurs retardées est néanmoins un moyen de garantir l'absence de biais d'endogénéité. L'introduction d'informations actuelles sur les profits, par exemple, est susceptible d'introduire un biais supplémentaire dans nos estimations relevant en partie de l'hétérogénéité inobservée. En outre, les modèles théoriques des grèves et les travaux empiriques qu'ils ont suscité, dans la littérature économique, précisent bien un tel décalage dans le temps entre ces variables économiques et l'incidence de grèves. Au-delà de ces limites statistiques, on peut supposer que les grèves, dans les établissements français, obéissent peu à une telle logique économique, justifiant de fait l'intérêt pour des approches consacrées à la disposition individuelle des salariés à faire grève (Martin, 1986; Gramm & Schnell, 1994) ou, de façon liée, aux facteurs comportementaux des grèves (*e.g.* Godard, 1992, 2005; Campolieti *et al.*, 2005).

Compte tenu du faible effet des variables économiques, on peut envisager de ne pas tenir compte de ces variables [79], ce qui nous permettrait ainsi de considérer l'échantillon

79. Rappel des variables économiques issues des EAE : Profits, Δ profits, Δ Emploi, % coûts du travail (cf. Table 3.9)

quasi-exhaustif des établissements de l'enquête REPONSE 2002-2004 (volet 'représentants de la direction') et de tester la robustesse de nos résultats sur l'ensemble de l'échantillon (représentatif) d'établissements. Nous reportons ainsi, dans la Table 3.8, les coefficients estimés et effets marginaux de la dispersion des salaires, évaluée à partir du coefficient de variation des salaires, sur l'ensemble des variables de grèves considérées dans cet article, pour l'échantillon quasi-exhaustif des établissements de l'enquête REPONSE 2002-2004 ($N = 2862$), en excluant les variables explicatives issues des EAE. Bien que ces variables aient peu d'effet sur l'activité de grève, pour l'échantillon réduit d'établissements ($N = 2040$), nous reportons les résultats pour cet échantillon, en excluant les variables indépendantes économiques, afin de vérifier que les écarts potentiels observés sur l'échantillon total ne relèvent pas simplement de l'omission de ces variables. Seuls les coefficients et effets marginaux issus des modèles avec variables instrumentales sont reportés dans la Table 3.8, compte tenu de l'endogénéité avérée de la dispersion des salaires dans l'ensemble des équations de grèves considérées (*i.e.* coefficient ρ significativement différent de 0).

Nous obtenons une configuration de résultats pour l'échantillon total REPONSE 2002-2004 ($N = 2862$) qui est comparable à celle discutée jusqu'ici pour l'échantillon réduit, issu de l'appariement des données de REPONSE 2002-2004 et des EAE ($N = 2040$). Les effets marginaux moyens de la dispersion des salaires sur la probabilité d'occurrence et la fréquence des grèves varient plus ou moins sensiblement entre l'échantillon total et l'échantillon réduit. Ces écarts relèvent principalement des différences d'échantillon ; en excluant les variables économiques du vecteur des variables indépendantes $\mathbf{X}$, nous obtenons des résultats proches de ceux présentés précédemment. La différence la plus manifeste que nous observons, dans les estimations réalisées sur l'échantillon total, concerne l'effet négatif de la dispersion des salaires sur la probabilité d'occurrence de plus de cinq grèves, qui s'avère être plus prononcé et significativement différent de 0, alors que non-significatif pour l'échantillon réduit. Le seuil de significativité de cet effet s'avère néanmoins bien en deçà ($p = 0.10$) de celui obtenu pour les fréquences de grèves inférieures ($p = 0.01$), indiquant une influence relative plus faible de la cohésion des salariés sur cette fréquence de grèves supérieure.

Table 3.8: Estimations sans contrôle des variables économiques (EAE) : échantillon réduit, échantillon total

		Dispersion des salaires (CV)		Test instruments[a]		
	N	Coef.	EM	Inclusion	Exclusion	ρ
(A) Probabilité de grève	2040	-1.452*	-0.359	0.001	0.811	0.535*
		(0.750)				(0.303)
	2862	-1.967***	-0.519	0.000	0.890	0.740**
		(0.638)				(0.344)
(B) Fréquence des grèves						
1-2			-0.258***			
			(0.071)		IV-1 : 0.817	
3-5	2040	-1.806***	-0.126**	0.000		0.689**
		(0.680)	(0.057)			(0.299)
> 5			-0.148		IV-2 : 0.807	
			(0.132)			
1-2			-0.259***			
			(0.071)		IV-1 : 0.863	
3-5	2862	-2.457***	-0.160***	0.000		1.066***
		(0.504)	(0.030)			(0.313)
> 5			-0.391*		IV-2 : 0.865	
			(0.225)			
(C) Durée des grèves						
(C1) Grèves 'courtes'	2040	-2.125***	-0.587	0.001	0.886	0.953***
		(0.578)				(0.268)
	2862	-2.532***	-0.767	0.000	0.617	1.205***
		(0.501)				(0.259)
(C2) Grèves 'longues'	2040	1.897***	0.344	0.002	0.856	-0.839**
		(0.654)				(0.353)
	2862	2.171***	0.405	0.009	0.868	-0.959**
		(0.653)				(0.386)

Notes : Ecarts-type robustes entre parenthèses. Coef. = Coefficients. EM = Effets Marginaux. *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%. CV = coefficient de variation des salaires. [a]Instruments : *(A)* $N = 2040$: % femmes parmi les TAM, % 30-40 ans, primes collectives pour cadres ; *(A)* $N = 2862$: % femmes parmi les cadres, % 40-50 ans, augmentations individuelles de salaire pour non-cadres ; *(B)* $N = 2040$: % femmes parmi les TAM (IV-1), % 30-40 ans (IV-2) ; *(B)* $N = 2862$: % 40-50 ans (IV-1), augmentations individuelles de salaire pour non-cadres (IV-2) ; *(C1)* et *(C2)* $N = 2040$: % femmes parmi les TAM, % 30-40 ans, primes collectives pour cadres ; *(C2)* $N = 2862$: % 30-40 ans, primes collectives pour cadres.

3.6 Conclusion

L'objectif de cet article était d'évaluer empiriquement dans quelle mesure la dispersion salariale intra-firme influait sur l'activité de grève dans les établissements français, à partir de données individuelles d'établissements et d'entreprises issues de l'enquête REPONSE [80] 2002-2004, des DADS [81] et des EAE [82]. La littérature présente des arguments théoriques divergents sur cette question, qui s'avère avoir été peu traitée empiriquement dans les pays anglo-saxons et jamais, à notre connaissance, dans le contexte français. Nous évaluons, dans cet article, la dispersion des salaires (ou inégalité globale des salaires) grâce, alternativement, au coefficient de variation et au rapport inter-décile des salaires (horaires) et estimons son effet sur la probabilité d'occurrence des grèves, puis sur leur fréquence et leur durée, *i.e.* en distinguant les grèves 'courtes' et les grèves 'longues' au sens de l'enquête REPONSE. Une estimation sans biais de cette relation nécessite de tenir compte de la simultanéité potentielle entre dispersion des salaires et grèves, qui sont également escomptés être corrélés à travers des facteurs inobservés. Nous contrôlons cette endogénéité de la dispersion des salaires dans les équations de grèves, en estimant par maximum de vraisemblance des modèles d'équations simultanées avec variables instrumentales.

Les résultats présentés dans cet article mettent en évidence un effet indirect important de la dispersion des salaires sur l'activité de grève, à travers l'appauvrissement de la solidarité ou de la cohésion des salariés dans les établissements (*e.g.* Levine, 1991; Lazear, 1989). Une augmentation de la dispersion des salaires est, en effet, associée à une réduction significative de l'incidence de grèves, soulignant l'importance de la cohésion des salariés dans l'émergence de grèves (*e.g.* Godard, 1992, 2005; Campolieti *et al.*, 2005). Cependant, une forte dispersion des salaires est parallèlement source de mécontentement pour certains groupes de salariés, que certains auteurs associent à leur perception d'injustice ou d'iniquité salariale (*e.g.* Shalev, 1980), qui peut favoriser l'occurrence de grèves en raison de demandes d'augmentation de salaires plus importantes (*e.g.* Shorey, 1976; Geroski *et al.*, 1982) et/ou d'une plus forte propension individuelle des salariés à soutenir l'activité de grève (*e.g.* Martin, 1986). Cet effet

80. Enquête RElations PrOfessionnelles et NégociationS d'Entreprises (Dares)
81. Déclarations Annuelles de Données Sociales (Insee)
82. Enquêtes Annuelles d'Entreprises (Insee)

positif, contradictoire, apparaît être davantage marqué pour une fréquence de grèves plus élevée, bien que l'effet négatif lié à la cohésion des salariés s'avère être dominant. Une forte dispersion des salaires conduit cependant à une plus forte propension des grèves longues, révélant la plus grande capacité des syndicats à mobiliser les salariés dans des grèves plus longues face à des écarts de salaires importants, principalement dans les grands établissements.

Nous utilisons, dans cet article, des mesures non-conditionnelles de la dispersion salariale intra-firme, ou mesures de l'inégalité globale des salaires, qui ne prennent pas en compte les différences individuelles de capital humain entre les salariés. Ainsi, les résultats obtenus ne nous permettent pas de déterminer si les effets estimés de la dispersion des salaires sur l'occurrence de grèves relèvent plutôt de l'inégalité intra-groupe ou à l'inverse de l'inégalité inter-groupe des salaires. De plus, l'inégalité globale des salaires tend à agréger ces inégalités inter-groupe et intra-groupe et son effet peut ainsi masquer des effets contrastés ou divergents de ces deux formes d'inégalités. Pour une analyse plus approfondie du rôle des inégalités de salaires dans le déclenchement de grèves en France, l'emploi de mesures conditionnelles de dispersion des salaires, basées sur le résidu d'équations de salaires individuels, se révèle ainsi être pertinent. En outre, les arguments théoriques soutenant une relation positive entre la dispersion des salaires et l'occurrence de grèves, que nous présentons dans cet article, accordent une place importante aux sentiments d'iniquité et d'injustice des salariés et à leur satisfaction au travail. Cette relation indirecte entre la dispersion des salaires et l'activité de grève est seulement supposée dans cet article et mériterait d'être davantage explorée, en considérant notamment des données relatives à la perception des salariés au regard de leur rémunération, désormais disponibles dans le volet 'salariés' de l'enquête REPONSE 2008-2010.

3.7 Annexes

Table 3.9: Définition des variables

Variables	Description	Type Source
Grèves		
Grèves 'courtes'	Occurrence d'au moins un arrêt collectif du travail d'une durée inférieure à deux jours	Binaire REPONSE
Grèves 'longues'	Occurrence d'au moins un arrêt collectif du travail d'une durée égale ou supérieure à deux jours	Binaire REPONSE
Fréquence des grèves	Nombre de grèves, 'courtes' et/ou 'longues', sur la période 2002-2004 : [0] 0 ; [1] 1-2 ; [2] 3-5 ; [3] > 5	Ordonnée REPONSE
Dispersion des salaires		
CV	Coefficient de variation des salaires horaires nets dans l'établissement, *i.e.* rapport entre l'écart-type et la moyenne des salaires horaires nets dans l'établissement	Continue DADS
ln(D9/D1)	Logarithme du rapport entre le 9e décile et le 1er décile des salaires horaires nets dans l'établissement	Continue DADS
Variables de contrôle		
Secteur	Appartenance de l'établissement à l'un des 16 postes de la Nomenclature Economique de Synthèse (NES)	Binaires REPONSE
< 50 salariés 50-99 salariés 100-199 salariés 200-499 salariés 500-999 salariés ⩾ 1000 salariés	} Taille d'établissement	Binaires REPONSE
Profits	Profits nets (après impôts) de l'entreprise sur nombre total de salariés dans l'entreprise, en moyenne sur la période 1999-2001	Continue EAE
Δ profits	Coefficient de variation (écart-type/moyenne) du résultat net (après impôts) de l'entreprise, en valeur absolue, en moyenne annuelle sur la période 1997-2001	Continue EAE
Chômage	Taux de chômage moyen dans la zone d'emploi de l'établissement, sur la période 2002-2004	Continue INSEE
Δ emploi	Coefficient de variation du nombre total de salariés dans l'entreprise sur la période 1997-2001	Continue EAE
% coûts du travail	Part des coûts du travail (salaires et traitements + charges sociales) dans le total des coûts de l'entreprise ('total des charges') en moyenne annuelle sur la période 1999-2001	Continue EAE
% ouvriers	Pourcentage d'ouvriers au sein de la main d'oeuvre, dans l'établissement	Continue DADS
% employés	Pourcentage d'employés au sein de la main d'oeuvre, dans l'établissement	Continue DADS
% TAM	Pourcentage de Techniciens et Agents de Maitrise au sein de la main d'oeuvre, dans l'établissement	Continue DADS
% cadres[a]	Pourcentage de cadres au sein de la main d'oeuvre, dans l'établissement	Continue DADS
DS	Présence d'au moins un délégué syndical dans l'établissement	Binaire REPONSE
⩾ 10% syndiqués	Taux de syndicalisation de la main d'oeuvre de l'établissement égal ou supérieur à 10%	Binaire REPONSE
Nb. de syndicats	Nombre de syndicats reconnus dans l'établissement, *i.e.* ayant au moins un délégué syndical dans l'établissement	Continue REPONSE
Activité syndicale BE	Activité syndicale jugée 'intense' ou 'très intense' dans le bassin d'emploi de l'établissement, selon le représentant de la direction interrogé	Binaire REPONSE

a. Les cadres incluent également les dirigeants d'établissements.

Table 3.10: Dispersion des salaires (D9/D1) et durée des grèves : coefficients et effets marginaux

	Probabilité de ...							
	... grèves 'courtes' (< 2 jours)				*... grèves 'longues' (⩾ 2 jours)*			
	Modèle probit		Modèle IV-probit		Modèle probit		Modèle IV-probit	
	Coef.	EM	Coef.	EM	Coef.	EM	Coef.	EM
ln(D9/D1)	-0.201	-0.041	-3.391***	-0.905	-0.201	-0.025	2.840***	0.543
	(0.198)		(0.570)		(0.258)		(0.946)	
Taille (ref : <50 salariés)								
50-99 salariés	0.237	0.048	0.058	0.015	0.159	0.020	0.196	0.038
	(0.184)		(0.143)		(0.257)		(0.195)	
100-199 salariés	0.381**	0.077	0.258*	0.069	0.257	0.032	0.171	0.033
	(0.177)		(0.154)		(0.255)		(0.203)	
200-499 salariés	0.345*	0.070	0.145	0.039	0.460*	0.058	0.403**	0.077
	(0.174)		(0.149)		(0.248)		(0.195)	
500-999 salariés	0.433**	0.087	0.209	0.056	0.519**	0.065	0.443**	0.085
	(0.186)		(0.162)		(0.251)		(0.202)	
⩾ 1000 salariés	0.386*	0.078	0.215	0.057	0.788***	0.099	0.599**	0.115
	(0.210)		(0.173)		(0.275)		(0.243)	
Variables économiques								
Profits	-0.0004	-0.0001	-0.0003	-0.0001	-0.0003	-0.00003	-0.0002	-0.00003
	(0.001)		(0.001)		(0.0003)		(0.0002)	(0.00003)
Δ profits	0.005**	0.001	0.002	0.0004	-0.0005	-0.0001	0.001	0.0003
	(0.002)		(0.002)		(0.003)		(0.002)	
Chômage	-0.074	-0.015	2.240	0.598	0.789	0.099	-1.507	-0.288
	(1.828)		(1.531)		(2.301)		(1.976)	
Δ emploi	-0.234	-0.047	-0.038	-0.010	0.030	0.004	-0.082	-0.016
	(0.241)		(0.213)		(0.256)		(0.223)	
% coûts du travail	-0.043	-0.009	-0.710***	-0.190	-0.275	-0.035	0.421	0.080
	(0.288)		(0.268)		(0.369)		(0.390)	
CSP (ref : % employés)								
% ouvriers	0.148	0.030	-0.009	-0.002	0.912***	0.115	0.765***	0.146
	(0.212)		(0.169)		(0.297)		(0.276)	
% TAM	0.531*	0.107	1.874***	0.500	1.215***	0.153	-0.494	0.094
	(0.294)		(0.310)		(0.407)		(0.716)	
% cadres	0.069	0.014	2.624***	0.700	0.318	0.040	-2.130**	-0.407
	(0.322)		(0.501)		(0.388)		(0.843)	
Variables syndicales								
DS	0.567***	0.114	0.297**	0.079	0.427*	0.054	0.386**	0.074
	(0.155)		(0.147)		(0.229)		(0.193)	
⩾ 10% syndiqués	0.221**	0.045	0.041	0.011	0.190*	0.024	0.230***	0.044
	(0.086)		(0.081)		(0.101)		(0.081)	
Activité syndicale BE	0.027	0.005	-0.074	-0.020	0.312***	0.039	0.309***	0.059
	(0.079)		(0.064)		(0.093)		(0.081)	
Nb. de syndicats	0.108***	0.022	0.054*	0.014	0.135***	0.017	0.113***	0.022
	(0.031)		(0.030)		(0.037)		(0.038)	
Secteur (NES 16)	*X*		*X*		*X*		*X*	
Constante	-1.985***		0.628		-3.216***		-4.104***	
	(0.309)		(0.630)		(0.400)		(0.375)	
$\rho(\epsilon,\nu)$			0.999***				-0.857**	
			(0.287)				(0.407)	
Test instruments (p-value)								
Inclusion : Wald test			0.000				0.000	
Exclusion : A-L-N test			0.951				0.668	
Observations	2040		2040		2040		2040	

Notes : Ecarts-type robustes entre parenthèses. Coef. = Coefficients. EM = Effets Marginaux. *** significatif à 1%, ** significatif à 5 %, * significatif à 10%. D9/D1 = rapport entre le 9e décile et le 1er décile des salaires. Instruments : % femmes parmi les TAM, % salariés âgés entre 30 et 40 ans dans la main d'oeuvre, primes collectives pour les salariés cadres (binaire). A-L-N = Amemiya-Lee-Newey.

Table 3.11: Dispersion des salaires et grèves longues : comparaison selon la taille de l'établissement

	Probabilité de grèves longues ($\geqslant$ 2 jours)			
	Etab. < 200 salariés		Etab. $\geqslant$ 200 salariés	
	Coef.	EM	Coef.	EM
CV	-3.643***	-0.472	1.430**	0.346
	(1.342)		(0.674)	
Taille	*X*		*X*	
Secteur (NES 16)	*X*		*X*	
Variables économiques	*X*		*X*	
CSP	*X*		*X*	
Variables syndicales	*X*		*X*	
Constante				
$\rho(\epsilon, \nu)$	0.837*		-0.819*	
	(0.500)		(0.430)	
Test instruments[a] *(p-value)*				
Inclusion : Wald test	0.005		0.037	
Exclusion : A-L-N test	0.812		0.784	
Observations	1085		955	

NOTES : Ecarts-type robustes entre parenthèses. Coef. = Coefficients. EM = Effets Marginaux. *** significatif à 1%, ** significatif à 5 %, * significatif à 10%. CV = coefficient de variation des salaires. A-L-N = Amemiya-Lee-Newey. [a] Instruments : % femmes, primes collectives pour cadres (Etab. < 200 salariés) ; % 30-40 ans, augmentations individuelles de salaire pour non-cadres (Etab. $\geqslant$ 200 salariés)

Conclusion générale

L'ambition de cette thèse était de contribuer à la compréhension des grèves en France, dans une vision plus extensive des conflits du travail, en abordant d'un point de vue empirique des questions de recherche originales faisant référence à des développements théoriques récents en économie du travail et en relations industrielles (ou *industrial relations*). Si nos travaux empiriques permettent d'apporter des éléments de réponse intéressants, ils n'ont pas la prétention de traiter les questions de façon exhaustive et suggèrent des travaux complémentaires pour nos recherches futures. La contribution de notre travail de thèse réside dans l'apport d'une analyse nouvelle des grèves dans le contexte français, où la recherche sur ce thème apparaît généralement se cantonner à d'autres disciplines, telles que la sociologie et les sciences politiques. Après avoir rappelé les principaux résultats de ce travail de thèse, nous retraçons les limites de nos travaux et les perspectives qu'ils esquissent.

Principaux résultats

Le premier chapitre de la thèse propose une évaluation empirique de la relation entre conflits collectifs et conflits individuels, dans les établissements français. La plupart des études anglo-saxonnes mettent en évidence une relation de substitution entre ces formes distinctes de conflit du travail. Nous examinons si une telle relation existe entre l'occurrence de conflits collectifs et le recours aux prud'hommes des salariés, d'une part, et l'action disciplinaire de l'employeur, d'autre part. L'analyse comparative de ces deux formes individuelles de conflit, dites 'ouvertes', en lien avec des formes collectives de conflit particulièrement répandues en France, est motivée par leur croissance récente dans les établissements français et l'intérêt grandissant qu'elles suscitent

dans la littérature anglo-saxonne. Nos résultats montrent que la probabilité de recours aux prud'hommes des salariés diminue sensiblement avec l'occurrence de grèves, arguant pour une substitution entre les grèves et cette forme 'ouverte' de conflit exprimée par les salariés au niveau individuel, dans le cadre des établissements français. L'occurrence de formes collectives de conflit alternatives à la grève (débrayage, manifestation, pétition) apparaît également réduire, et de façon comparable, la propension des salariés à recourir aux tribunaux de prud'hommes, soulignant un caractère commun entre les grèves et ces formes collectives de conflit, privilégiées dans des secteurs traditionnellement peu disposés à la grève. Si les expressions 'ouvertes' de conflit initiées par les salariés semblent se substituer aux niveaux collectif et individuel, nous montrons à l'inverse que l'occurrence de conflits collectifs s'associe à une plus forte probabilité de recours des employeurs à l'action disciplinaire. Cette réaction apparente de l'employeur à l'action collective des salariés tend à questionner le rôle positif des conflits collectifs comme formes d'expression collective (ou *collective voice*), impliquant théoriquement une réduction des sources de conflit et ainsi de ses manifestations sur le lieu de travail.

Cet aspect 'thérapeutique' (Knight, 1989) ou 'cathartique' (Drinkwater & Ingram, 2005) des expressions collectives de conflit diffère sensiblement de l'hypothèse de substitution – ou *balloon hypothesis* (Sapsford & Turnbull, 1994) –, où pour un niveau donné de conflit dans l'établissement, les salariés sont supposés arbitrer entre des expressions collective et individuelle de conflit en fonction des coûts et bénéfices perçus associés à chacune. L'analyse empirique proposée dans le chapitre ne permet pas d'examiner précisément ces deux hypothèses divergentes, au regard notamment de la relation inverse observée entre les conflits collectifs et les recours aux prud'hommes. Une analyse plus approfondie de cette relation inverse, à partir de données relatives à l'ampleur ou l'intensité de ces formes de conflit (*e.g.* fréquence des évènements, pourcentage de salariés impliqués), est ainsi envisagée afin d'évaluer dans quelle mesure cette substitution apparente est le résultat d'un arbitrage des salariés ou plutôt du mécanisme d'expression collective apporté par les conflits collectifs. Dans cette perspective, l'utilisation de données longitudinales contribuerait, en outre, à une meilleure compréhension de la dynamique de cette relation dans le temps, à l'instar des travaux d'Hebdon & Stern (1998).

Le deuxième chapitre a pour but d'évaluer et d'analyser l'effet de la fréquence des grèves sur la productivité du travail des entreprises, en France. Nous montrons que les entreprises ayant connu une faible fréquence de grèves sur la période 2002-2004 présentent un niveau de productivité du travail significativement plus élevé que les entreprises non-grévistes, en 2004. Ce gain de productivité du travail des entreprises grévistes s'avère être croissant avec le nombre de grèves et ce jusqu'à un certain seuil (soit environ 5 grèves, d'après nos résultats). Au-delà de ce seuil, l'écart de productivité du travail semble s'inverser, bien qu'il ne ressorte pas comme significatif dans nos estimations. Cet effet positif, à moyen ou long terme, d'un nombre limité de grèves sur la productivité du travail des entreprises peut, à première vue, paraître surprenant. La plupart des auteurs insistent, en effet, sur les perturbations engendrées par les grèves dans l'organisation (de la production) des entreprises, néfastes à court terme pour la productivité du travail. En outre, ces auteurs font, pour la plupart, l'hypothèse que les grèves ralentissent indirectement la productivité des salariés en s'associant à des réductions d'effort et de coopération des salariés, résultant d'une plus faible satisfaction au travail. Pourtant, quelques auteurs arguent à l'inverse pour un effet bénéfique des grèves, comme mécanismes d'expression collective, sur la satisfaction au travail des salariés et par conséquent sur leur productivité. Cet argument est notamment retenu par Knight (1989) pour expliquer un effet non-linéaire et concave de la fréquence des grèves sur la productivité du travail des industries manufacturières britanniques, comparable à celui que nous obtenons dans le cas des entreprises françaises. Les résultats complémentaires que nous présentons à partir de deux sous-échantillons d'entreprises, dissociées en fonction du niveau d'absentéisme de leur salariés, viennent conforter cette analyse de l'effet des grèves sur la productivité du travail. L'effet positif d'une faible fréquence des grèves sur la productivité du travail s'avère, en effet, être conditionnel à l'existence d'un faible niveau d'absentéisme des salariés dans l'entreprise. A l'inverse, dans les entreprises rencontrant un problème d'absentéisme de leurs salariés, les grèves ne présentent pas d'effet significatif sur la productivité du travail, quelle que soit leur fréquence.

Le travail empirique réalisé dans ce chapitre peut néanmoins conduire à sous-estimer l'effet potentiellement négatif des grèves sur la productivité du travail. La

configuration des données utilisées dans ce chapitre (et dans l'ensemble de la thèse) ne permet pas d'évaluer les effets de court terme des grèves sur la productivité du travail, compte tenu notamment de la période de 3 ans (2002-2004) sur laquelle les grèves sont enregistrées. En outre, l'agrégation des fréquences supérieures à 5 grèves, opérée dans l'enquête REPONSE, permet difficilement d'évaluer l'effet potentiellement négatif d'un nombre élevé de grèves sur la productivité du travail. L'examen du nombre de grèves et/ou du nombre de journées individuelles non-travaillées pour fait de grève (JINT), enregistrées chaque année, permettrait ainsi de mieux capter ces effets directs des grèves sur la productivité du travail des entreprises. De plus, dans notre étude de la productivité du travail, nous négligeons l'influence du contexte de la négociation collective, alors que l'occurrence de grèves est susceptible d'en refléter les caractéristiques. En effet, les statistiques récentes mettent en évidence qu'en France, la plupart des entreprises déclarant des grèves ont engagé des négociations collectives la même année, avec un taux d'aboutissement des accords comparable à celui de l'ensemble des entreprises ayant engagé des négociations collectives (Bobbio, 2011). La prise en considération des caractéristiques de la négociation collective, et des biais statistiques auxquels elle peut conduire (e.g. biais d'endogénéité et de simultanéité), constitue également un enjeu central pour nos recherches futures. Les prolongements envisagés dans le cadre de ce deuxième chapitre supposent le recours à des données individuelles supplémentaires ; nous pensons naturellement aux données d'entreprises de l'enquête 'Négociations et représentation des salariés', réalisées dans le cadre des enquêtes ACEMO, dont la nature longitudinale (à partir de 2005) permettrait, en outre, de mieux contrôler les biais statistiques que nous suspectons.

Le troisième chapitre porte sur la relation ambiguë entre la dispersion intra-firme des salaires (ou inégalité globale des salaires) et l'incidence de grèves, dans le contexte des établissements français. Nous mettons en évidence que la probabilité d'occurrence de grèves dans les établissements français diminue significativement avec le niveau de dispersion des salariés au sein de la main d'oeuvre. La principale explication à cet effet tient, dans la littérature, à l'effet négatif de la dispersion des salaires sur la solidarité entre les salariés et, par conséquent, leur cohésion dans l'action collective. La dispersion intra-firme des salaires vient réduire la cohésion des salariés, en augmentant

la concurrence entre les salariés (Lazear, 1989; Levine, 1991; Cowherd & Levine, 1992), notamment en termes de promotion, ou en révélant simplement des caractéristiques plus hétérogènes entre les salariés. Nous montrons néanmoins que cet effet négatif de la dispersion des salaires décroît avec la fréquence des grèves et s'avère être non-significatif sur l'occurrence d'une fréquence élevée des grèves. Nos résultats suggèrent ainsi que le mécontentement de certains groupes de salariés, résultant d'une forte dispersion des salaires, conduirait davantage à une activité de grève soutenue. Des salariés insatisfaits de leur salaire relatif sont, en effet, reconnus plus enclins à soutenir l'activité de grève. Nos résultats révèlent d'ailleurs, dans cette perspective, que les grèves 'longues' (au sens de REPONSE, *i.e.* de deux jours et plus) émergent davantage en présence d'une forte dispersion des salaires. Ces grèves 'longues' restent néanmoins cantonnées, pour la plupart, dans des établissements de grande taille, où les syndicats sont mieux implantés, révélant que la traduction de conflits relatifs à la structure de salaires sous forme d'une protestation collective des salariés requiert, en France, une capacité d'action appréciable des syndicats.

Le seul examen de la dispersion non-conditionnelle des salaires, ou inégalité globale des salaires, peut conduire, dans ce chapitre, à des conclusions suggestives sur les mécanismes à l'oeuvre. L'inégalité globale des salaires peut, en effet, masquer des formes variables d'inégalités de salaires entre les établissements. L'effet total de la dispersion des salaires que nous estimons sur l'activité de grève peut notamment dissimuler des effets contrastés entre les inégalités inter- et intra-groupe des salaires. Le recours à des mesures conditionnelles de la dispersion intra-firme des salaires s'avère ainsi être particulièrement pertinent pour une analyse plus approfondie du rôle des inégalités de salaires au regard de l'occurrence et de la durée des grèves. Cet axe de développement s'inscrit, en outre, dans une littérature récente et étendue portant sur l'évaluation de ces formes d'inégalité de salaires dans les entreprises, à partir de l'estimation d'équations de salaires. Une analyse plus approfondie des mécanismes explicités dans ce chapitre nécessiterait donc l'utilisation de données individuelles sur les salariés, au sein de chaque établissement, et notamment les données détaillées issues des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS). En outre, au regard de l'effet combiné de la dispersion des salaires tant sur la satisfaction au travail des

salariés que sur leur cohésion dans les établissements, nous nous interrogeons sur son rôle à l'égard de formes individuelles de conflit. Nous pouvons, en effet, supposer que l'insatisfaction des salariés quant à leur salaire relatif mène à davantage d'expressions individuelles de conflit, 'ouvertes' (*e.g.* recours aux prud'hommes) ou 'couvertes' (e.g. absentéisme), en présence d'une plus forte dispersion des salaires et d'une cohésion consécutivement réduite des salariés. L'analyse conjointe de ces formes collectives et individuelles de conflit s'avère, de surcroît, intéressante pour évaluer le rôle potentiel de la cohésion des salariés dans leur arbitrage entre ces formes distinctes de conflit. Ce prolongement s'inscrit notamment dans la lignée des travaux de Sapsford & Turnbull (1994), qui tendent à se focaliser sur des variables cycliques, comme principaux critères de l'arbitrage des salariés entre les grèves et l'absentéisme.

Limites et perspectives

Au-delà des questions complémentaires, que suscitent les travaux de recherche présentés dans cette thèse et que nous avons pu souligner ci-dessus, ces derniers comportent un certain nombre de limites communes. La mise en évidence de ces limites se révèle pertinente afin de mieux tracer les perspectives de nos recherches futures.

Vers une analyse de la dynamique des conflits du travail

Les travaux empiriques présentés dans le cadre de cette thèse portent principalement sur l'étude de relations statiques, pour une période donnée (2002-2004). Notre intérêt se limite à des relations de ce type, en raison de la nature essentiellement transversale des données d'établissements exploitées dans cette thèse, *i.e.* l'enquête REPONSE 2002-2004. En dépit de la période de trois ans couverte par cette enquête, l'information relative aux grèves et autres formes de conflit du travail revêt un caractère instantané. L'une des principales critiques adressées aux analyses empiriques conduites sur données en coupe instantanée est qu'elles peuvent rendre compte de caractéristiques spécifiques à la période considérée. En outre, l'utilisation de ce type de données permet difficilement de contrôler l'hétérogénéité inobservée entre les établissements ou entreprises, dont l'influence sur les estimations économétriques peut

conduire à des conclusions erronées. Dans le cadre spécifique des relations que nous étudions entre des variables de nature endogène, i.e. résultant de décisions des agents, nous contrôlons l'influence de l'hétérogénéité inobservée principalement grâce à des méthodes d'estimation avec variables instrumentales, ou instruments. L'utilisation de ces sources de variation exogènes permet, en effet, de purger la variable explicative de sa composante endogène et ainsi d'estimer son effet causal sur la variable dépendante. Ces méthodes peuvent néanmoins s'avérer critiques dans leur mise en oeuvre, compte tenu de la difficulté à trouver des sources de variation 'purement' exogènes.

Outre les difficultés d'estimation liées à l'utilisation de données en coupe instantanée, celles-ci permettent difficilement de considérer le caractère dynamique de l'occurrence des grèves et des relations étudiées dans cette thèse, en France. Une meilleure prise en compte de cette dynamique dans nos recherches futures s'avère d'autant plus pertinente qu'elle est explicitement soulignée dans la littérature anglo-saxonne. Cette dynamique porte notamment sur le rôle déterminant des évènements passés dans l'occurrence actuelle des grèves dans les entreprises, que nous tentons de prendre en compte dans le Chapitre 3, grâce à la nature longitudinale des données issues des Enquêtes Annuelles d'Entreprises (EAE). De surcroît, la littérature argue pour une prise en compte des expériences passées en termes de négociation et de grève, dans l'analyse de l'occurrence actuelle des grèves. Plusieurs auteurs ont notamment mis en évidence l'existence d'une dépendance d'état dans l'incidence des grèves (ou *teetotaler effect*), où l'occurrence passée de grèves réduirait la probabilité de grèves futures (*e.g.* Schnell & Gramm, 1987). Enfin, certaines prédictions théoriques soulevées dans cette thèse cadrent davantage avec une analyse en différences qu'une analyse en niveaux, privilégiée dans cette thèse. Par exemple, dans leur formulation de l'hypothèse de substitution (*balloon hypothesis*), Sapsford & Turnbull (1994: 250) soulignent qu'une diminution des grèves s'accompagnerait d'une augmentation correspondante des formes individuelles ou inorganisées de conflit (voir Chapitre 1). Egalement, dans l'analyse du rôle de la structure des salaires dans l'émergence de grèves, Shorey (1976: 352) souligne que c'est l'accroissement des différentiels de salaires, plus que les différentiels de salaires actuels, qui entraînerait une augmentation des demandes de salaires et ainsi de la probabilité de grève (voir Chapitre 3).

L'analyse dans le temps des phénomènes explicités dans cette thèse, à partir de données longitudinales d'entreprises, s'avère ainsi être une perspective centrale dans nos travaux de recherche futurs, participant à une meilleure compréhension des grèves et autres formes de conflit du travail dans les entreprises françaises. Les données d'entreprises issues de l'enquête ACEMO sur la négociation et la représentation des salariés offrent, en France, un cadre intéressant pour une analyse de la dynamique des arrêts collectifs du travail (à partir de 2005). Comme souligné dans l'introduction générale de cette thèse, cette enquête a néanmoins pour limite de ne fournir qu'une image partielle sur la conflictualité dans les entreprises, en ignorant les formes collectives de conflit sans arrêt de travail et les formes individuelles de conflit, auxquelles nous accordons une place importante dans nos travaux de recherche. Le recensement de ces formes de conflit alternatives à la grève constitue l'une des caractéristiques uniques de l'enquête REPONSE. En dépit de la répétition dans le temps de l'enquête REPONSE, les données de cohorte qu'elle fournit reste difficilement exploitables, compte tenu du nombre réduit d'établissements interrogés lors de deux éditions successives de l'enquête et de l'intervalle de 4 ans entre les périodes couvertes par cette enquête [83]. Compte tenu de la configuration actuelle des données d'établissements et d'entreprises, en France, le croisement des informations contenues dans les enquêtes ACEMO 'Négociation et représentation des salariés' (depuis 2005) et REPONSE (2002-2004 et 2008-2010, notamment) contribuerait à une meilleure prise en compte de la dynamique des conflits du travail, dans nos recherches futures.

La propension individuelle des salariés à faire grève

Plusieurs hypothèses considérées dans cette thèse sont reliées étroitement à la décision individuelle des salariés de participer à l'activité de grève. Nous considérons notamment, dans le Chapitre 1, que les formes collectives et individuelles de conflit peuvent être des expressions de conflit substituables dans les établissements, comme le résultat d'un arbitrage des salariés entre ces formes distinctes de conflit, en fonction des coûts et avantages perçus, associés à chacune. Nous reconnaissons également, dans

83. Voir Bassanini *et al.* (2011) pour un exemple d'utilisation des données couplées issues des éditions 1996-1998 et 2002-2004 de l'enquête REPONSE.

le Chapitre 3, qu'une forte dispersion des salaires au sein de la main d'oeuvre peut augmenter la probabilité de grèves, en raison notamment d'une plus forte propension des salariés insatisfaits de leur salaire relatif à s'engager dans des grèves.

Cependant, l'unité d'analyse retenue dans nos travaux empiriques reste essentiellement l'établissement ou l'entreprise. En effet, si nous admettons que l'émergence et la durée des grèves peuvent dépendre sensiblement de la propension individuelle des salariés à s'engager dans des grèves, nous n'examinons pas explicitement cette décision des salariés, au niveau individuel. L'étude de la décision des salariés de participer à des grèves s'avère pourtant particulièrement pertinente dans le contexte français des relations professionnelles, où les syndicats rassemblent généralement une faible adhésion des salariés dans l'entreprise. La capacité des syndicats à conduire des actions collectives, en France, ne peut relever que du seul soutien de leurs adhérents, compte tenu du taux de syndicalisation particulièrement faible des salariés français. Cet écart important entre les niveaux de syndicalisation et de protestation collective, en France, est notamment source d'incompréhension pour beaucoup d'observateurs extérieurs (Bouquin, 2007). Les participants à la grève, dans le contexte français, ne sont pas nécessairement des salariés syndiqués. Ainsi, la décision individuelle de participer à des grèves, parmi les salariés français particulièrement, ne peut se résumer à leur seule qualité de salarié syndiqué.

La propension individuelle des salariés à s'engager dans l'activité de grève, ou à l'inverse à refuser de participer à la grève (*e.g.* franchissement des piquets de grève), a été relativement peu explorée dans la littérature anglo-saxonne (*e.g.* Martin, 1986; Gramm & Schnell, 1994; McClendon & Klaas, 1993), en raison du faible intérêt de la théorie économique dominante pour cette question mais également de la faible disponibilité de données relatives à cette décision au niveau des salariés. En France, depuis 2004, l'information contenue dans le volet 'Salariés' de l'enquête REPONSE permet d'examiner spécifiquement la décision individuelle des salariés de participer à l'activité de grève. Dans chaque établissement de l'échantillon REPONSE, les salariés retenus sont, en effet, interrogés sur leur participation à un arrêt collectif du travail ainsi que sur leur participation à une autre forme d'action collective, au cours de la période de l'enquête (2002-2004, 2008-2010). L'analyse de la propension individuelle des salariés

à faire grève, dans les établissements français, peut ainsi s'envisager dans le cadre de données couplées sur les salariés et les établissements (*Linked Employer Employee Data*), dont l'analyse a donné lieu à un nombre important de travaux dans la littérature récente (Abowd & Kramarz, 1999; Abowd *et al.*, 1999), offrant un cadre d'analyse pertinent pour nos recherches futures.

Satisfaction au travail et conflits du travail

Nous supposons, à plusieurs reprises dans cette thèse, l'existence d'un lien étroit entre la satisfaction au travail des salariés et l'occurrence de conflits du travail. Nous admettons notamment de façon explicite, dans le Chapitre 2, que l'absentéisme des salariés est lié inversement à la satisfaction au travail de la main d'oeuvre, *i.e.* l'existence d'un niveau élevé d'absentéisme est supposé refléter une plus faible satisfaction au travail des salariés dans l'entreprise. Nous considérons également, dans le Chapitre 3, qu'une forte dispersion intra-firme des salaires peut conduire à davantage de grèves, en suscitant de l'insatisfaction chez certains salariés ou groupes de salariés, les rendant plus enclins à soutenir l'activité de grève. En dépit de son rôle central dans certains mécanismes explicités au cours de nos travaux de recherche, nous n'examinons pas directement la satisfaction au travail des salariés dans les entreprises. Pourtant, l'analyse de la satisfaction au travail, en lien avec l'occurrence des diverses formes de conflit du travail, mériterait d'être davantage explorée.

Dans la littérature existante, plusieurs travaux ont mis en évidence l'existence d'une relation inverse entre la satisfaction au travail et des formes dites d'*exit*, i.e. formes 'couvertes' (ou dissimulées) de conflit du travail, incluant notamment l'absentéisme (*e.g.* Clegg, 1983; Drago & Wooden, 1992) et les démissions (*e.g.* Freeman, 1978; Akerlof *et al.*, 1988; Clark, 2001; Lévy-Garboua *et al.*, 2007). A l'inverse, la nature de la relation entre la satisfaction au travail et l'émergence de formes collectives de conflit est davantage discutée dans la littérature. Alors que pour un certain nombre d'auteurs, l'insatisfaction des salariés est reconnue pour favoriser l'action collective des salariés (*e.g.* Freeman, 1978; Freeman & Medoff, 1984), d'autres soulignent que des niveaux plus élevés de satisfaction au travail, avant ou au moment de l'expression de conflit, conduisent à un recours plus important des salariés à des formes de *voice*

(*e.g.* Farrell & Rusbult, 1992; Rusbult *et al.*, 1988). Dans cette partie de la littérature, les formes de *voice* comprennent notamment les expressions collectives de conflit mais également des formes individuelles de conflit dites 'ouvertes', initiées par les salariés, telles que l'enregistrement de griefs dans les contextes anglo-saxons, les plaintes auprès des *Employment Tribunals* au Royaume-Uni ou les plaintes auprès des tribunaux de prud'hommes, en France plus spécifiquement. Cette caractéristique commune entre les conflits collectifs et les recours aux prud'hommes constitue, en outre, un argument en faveur d'une substitution entre ces formes de conflit du travail dans les établissements français, comme nous le soulignons dans le Chapitre 1.

L'examen de la satisfaction au travail s'avère ainsi être une voie de recherche remarquable pour une meilleure compréhension des grèves et formes alternatives de conflit, et une analyse plus approfondie des mécanismes présentés dans cette thèse. L'intérêt pour la satisfaction au travail des salariés concorde, en outre, avec le discours d'un nombre croissant d'économistes pour une prise en compte plus directe de la satisfaction des individus (*e.g.* Layard, 2006). L'analyse de la satisfaction au travail bénéficie, de plus, de nombreux développements récents en économie du travail et en relations industrielles (*e.g.* Clark, 1996, 2005), dont un certain nombre de travaux menés en France (*e.g.* Godechot & Gurgand, 2000; Davoine, 2006; Clark & Senik, 2006). Dans le contexte des établissements français, l'étude de la satisfaction au travail des salariés est désormais possible grâce à l'information fournie dans le volet 'salariés' de l'enquête REPONSE 2008-2010. La dernière édition de l'enquête REPONSE apporte, en effet, une évaluation de la satisfaction des salariés interrogés dans chaque établissement, à l'égard de leur travail en général mais également de questions plus spécifiques, incluant notamment les conditions de travail et la rémunération.

La thèse présentée appelle ainsi à être complétée par des travaux, permettant d'apporter une compréhension plus fine des mécanismes, à partir de données supplémentaires.

Bibliographie

Abowd, J. M. & Kramarz, F. (1999). The Analysis of Labor Markets Using Matched Employer-Employee Data. In Ashenfelter, O. C. & Card, D. (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, Part B, chap. 40, pp. 2629–2710, Amsterdam : Elsevier.

Abowd, J. M., Kramarz, F., & Margolis, D. N. (1999). High Wage Workers and High Wage Firms. *Econometrica*, 67(2) : 251–333.

Abowd, J. M. & Tracy, J. S. (1989). Market Structure, Strike Activity, and Union Wage Settlements. *Industrial Relations : A Journal of Economy and Society*, 28(2) : 227–250.

Acemoglu, D. (1998). Why Do New Technologies Complement Skills ? Directed Technical Change and Wage Inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(4) : 1055–1089.

Acemoglu, D., Aghion, P., & Violante, G. L. (2001). Deunionization, Technical Change and Inequality. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 55(1) : 229–264.

Addison, J. T. & Teixeira, P. (2009). Are Good Industrial Relations Good for the Economy ? *German Economic Review*, 10(3) : 253–269.

Akerlof, G. A., Rose, A. K., Yellen, J. L., Ball, L., & Hall, R. E. (1988). Job Switching and Job Satisfaction in the U.S. Labor Market. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988(2) : 495–594.

Akkerman, A. (2008). Union Competition and Strikes : The Need for Analysis at the Sector Level. *Industrial and Labor Relations Review*, 61(4) : 445–459.

Allen, S. G. (1984). Trade Unions, Absenteeism, and Exit-Voice. *Industrial and Labor Relations Review*, 37(3) : 331–345.

Amemiya, T. (1978). The Estimation of a Simultaneous Equation Generalized Probit Model. *Econometrica*, 46(5) : 1193–1205.

Amiti, M. & Wei, S.-J. (2009). Service Offshoring and Productivity : Evidence from the US. *World Economy*, 32(2) : 203–220.

Amossé, T. (2004). Mythes et réalités de la syndicalisation en France. *Premières synthèses*, N° 44.2(Dares).

Amossé, T. (2006). Le dialogue social en entreprise : une intensification de l'activité institutionnelle, des salariés faiblement engagés. *Premières Synthèses*, N ° 39.1(Dares).

Amossé, T. & Coutrot, T. (2011). Socio-Productive Models in France : An Empirical Dynamic Overview, 1992-2004. *Industrial and Labor Relations Review*, 64(4) : 786–817.

Amossé, T. & Jacod, O. (2008). Salariés, représentants du personnel et directions : quelles interactions entre les acteurs des relations sociales en entreprise ? In Amossé, T., Bloch-London, C., & Wolff, L. (Eds.), *Les relations sociales en entreprise. Un portrait à partir des enquêtes "Relations professionnelles et négociations d'entreprise"*, pp. 165–191, Paris : La Découverte "Recherches".

Amossé, T. & Pignoni, M.-T. (2006). La transformation du paysage syndical depuis 1945. *Données sociales 2006*, Insee : 405–414.

Ananian, S. & Aubert, P. (2006). Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête Reponse. *Economie et Statistique*, 397 : 21–49.

Antcliff, V. & Saundry, R. (2009). Accompaniment, Workplace Representation and Disciplinary Outcomes in British Workplaces —Just a Formality ? *British Journal of Industrial Relations*, 47(1) : 100–121.

Ashenfelter, O. & Johnson, G. E. (1969). Bargaining Theory, Trade Unions, and Industrial Strike Activity. *The American Economic Review*, 59(1) : 35–49.

Ausubel, L., Cramton, P. C., & Deneckere, R. (2002). Bargaining with Incomplete Information. In Aumann, R. J. & Hart, S. (Eds.), *Handbook of Game Theory*, vol. 3, chap. 50, pp. 1897–1945, Amsterdam : Elsevier.

Autor, D. H., Katz, L. F., & Kearney, M. S. (2008). Trends in U.S. Wage Inequality : Revising the Revisionists. *Review of Economics and Statistics*, 90(2) : 300–323.

Avouyi-Dovi, S., Fougère, D., & Gautier, E. (2009). Les négociations salariales en France : une analyse à partir de données d'entreprises (1994 – 2005). *Economie et Statistique*, 426(1) : 29–65.

Barth, E., Bratsberg, B., Hægeland, T., & Raaum, O. (2012). Performance Pay, Union Bargaining and Within-Firm Wage Inequality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(3) : 327–362.

Baslevent, C. & El-hamidi, F. (2009). Preferences for Early Retirement among Older Government Employees in Egypt. *Economics Bulletin*, 29(2) : 554–565.

Bassanini, A., Caroli, E., Rebérioux, A., & Breda, T. (2011). Working in Family Firms : Less Paid but More Secure ? Evidence from French Matched Employer-Employee Data. IZA Discussion Papers 5842, Institute for the Study of Labor (IZA).

Batstone, E., Boraston, I., & Frenkel, S. (1978). *The Social Organization of Strikes.* Oxford : Blackwell.

Bemmels, B. (1987). How Unions Affect Productivity in Manufacturing Plants. *Industrial and Labor Relations Review*, 40(2) : 241–253.

Bernard, A. B., Redding, S. J., Schott, P. K., & Simpson, H. (2008). Relative Wage Variation and Industry Location in the United Kingdom. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(4) : 431–459.

Béroud, S., Denis, J.-M., Desage, G., Giraud, B., & Pélisse, J. (2008). Entre grèves et conflits : les luttes quotidiennes au travail. Rapport de recherche N ° 49, Centre d'Etudes de l'Emploi (CEE), Noisy-le-Grand.

Besancenot, D. & Vranceanu, R. (1999). A Trade Union Model with Endogenous Militancy : Interpreting the French Case. *Labour Economics*, 6(3) : 355–373.

Black, S. E. & Lynch, L. M. (2001). How to Compete : The Impact of Workplace Practices and Information Technology on Productivity. *The Review of Economics and Statistics*, 83(3) : 434–445.

Blanchflower, D. G., Bryson, A., & Forth, J. (2007). Workplace Industrial Relations in Britain, 1980–2004. *Industrial Relations Journal*, 38(4) : 285–302.

Blanchflower, D. G. & Cubbin, J. (1986). Strike Propensities at the British Workplace. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(1) : 19–39.

Bobbio, M. (2011). Négociation collective et grèves dans les entreprises du secteur marchand en 2009 : l'emploi au coeur des négociations et des grèves. *Dares Analyses*, 47 : 1–16.

Booth, A. & Cressy, R. (1990). Strikes with Asymmetric Information : Theory and Evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(3) : 269–291.

Bouquin, S. (2007). Strikes in France : Strong Social Eruptions and a Weak Tradition of Collective Bargaining. In Van Der Velden, S., Dribbusch, H., Lyddon, D., & Vandaele, K. (Eds.), *Strikes Around the World, 1968-2005 : Case-Studies of 15 Countries*, pp. 243–266, Amsterdam : Aksant.

Breda, T. (2008). Union Wage Differentials : What About France ? In *European Association of Labour Economics Conference Paper*, Amsterdam.

Brochard, D. (2003). Évaluation des statistiques administratives sur les conflits du travail. Document d'études N ° 79, Dares.

Brochard, D. (2005). Conflits du travail : une analyse statistique. In Denis, J.-M. (Ed.), *Le Conflit en grève ? Tendances et perspectives de la conflictualité contemporaine*, pp. 97–120, Paris : La Dispute.

Brown, S. & Sessions, J. G. (2000). Employee Militancy in Britain : 1985-1990. *Applied Economics*, 32(13) : 1767–1774.

Bryson, A., Forth, J., & Laroche, P. (2011). Evolution or Revolution ? The Impact of Unions on Workplace Performance in Britain and France. *European Journal of Industrial Relations*, 17(2) : 171–187.

Buffeteau, S. & Essafi, C. A. (2006). L'activité féminine en France : quelles évolutions récentes, quelles tendances pour l'avenir ? *Economie et statistique*, 398(1) : 85–97.

Burgess, S., Propper, C., & Wilson, D. (2000). *Explaining the Growth in the Number of Applications to Industrial Tribunals, 1972-1997*. Employment Relations Research Series, No. 10, London : Department of Trade and Industry.

Butler, J. S., Finegan, T. A., & Siegfried, J. J. (1998). Does More Calculus Improve Student Learning in Intermediate Micro- and Macroeconomic Theory ? *Journal of Applied Econometrics*, 13(2) : 185–202.

Buttigieg, D. M., Deery, S. J., & Iverson, R. D. (2008). Union Mobilization : A Consideration of the Factors Affecting the Willingness of Union Members to Take Industrial Action. *British Journal of Industrial Relations*, 46(2) : 248–267.

Campolieti, M., Hebdon, R. P., & Hyatt, D. (2005). Strike Incidence and Strike Duration : Some New Evidence from Ontario. *Industrial and Labor Relations Review*, 58(4) : 610–630.

Canal Domínguez, J. F. & Gutiérrez, C. R. (2004). Collective Bargaining and Within-Firm Wage Dispersion in Spain. *British Journal of Industrial Relations*, 42(3) : 481–506.

Card, D. (1990a). Strikes and Bargaining : A Survey of the Recent Empirical Literature. *The American Economic Review*, 80(2) : 410–415.

Card, D. (1990b). Strikes and Wages : A Test of an Asymmetric Information Model. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(3) : 625–659.

Card, D. (1996). The Effect of Unions on the Structure of Wages : A Longitudinal Analysis. *Econometrica*, 64(4) : 957–979.

Card, D. & DiNardo, J. E. (2002). Skill - Biased Technological Change and Rising Wage Inequality : Some Problems and Puzzles. *Journal of Labor Economics*, 20(4) : 733–783.

Card, D. & Lemieux, T. (2001). Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men ? A Cohort-Based Analysis. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(2) : 705–746.

Card, D., Lemieux, T., & Riddell, W. (2004). Unions and Wage Inequality. *Journal of Labor Research*, 25(4) : 519–559.

Carlier, A. & Naboulet, A. (2009). Négociations collectives et grèves dans les entreprises du secteur marchand en 2007. *Premières Synthèses*, N° 18.2(Dares).

Carlier, A. & Tenret, E. (2007). Des conflits du travail plus nombreux et plus diversifiés. *Premières Synthèses*, N° 08.1(Dares).

Caroli, E. & Van Reenen, J. (2001). Skill-Biased Organizational Change ? Evidence from a Panel of British and French Establishments. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4) : 1449–1492.

Charlwood, A. & Pollert, A. (2012). Informal Employment Dispute Resolution among Low-Wage Non-Union Workers : Does Managerially Initiated Workplace Voice Enhance Equity and Efficiency ? *British Journal of Industrial Relations*, Forthcoming.

Charnoz, P., Coudin, E., & Gaini, M. (2011). Decreasing Wage Inequality in France 1976-2004 : Another French Exception ? Discussion paper, London School of Economics (LSE) - Centre for Economic Performance (CEP).

Checchi, D. & Lucifora, C. (2002). Unions and Labour Market Institutions in Europe. *Economic Policy*, 17(35) : 361–408.

Clack, G. (1967). *Industrial Relations in a British Car Factory*. Cambridge : Cambridge University Press.

Clark, A. E. (1996). Job Satisfaction in Britain. *British Journal of Industrial Relations*, 34(2) : 189–217.

Clark, A. E. (2001). What Really Matters in a Job ? Hedonic Measurement Using Quit Data. *Labour Economics*, 8(2) : 223–242.

Clark, A. E. (2005). Your Money or Your Life : Changing Job Quality in OECD Countries. *British Journal of Industrial Relations*, 43(3) : 377–400.

Clark, A. E., Georgellis, Y., & Sanfey, P. (1998). Job Satisfaction, Wage Changes and Quits : Evidence from Germany. *Research in Labor Economics*, 17 : 95–121.

Clark, A. E. & Senik, C. (2006). The (Unexpected) Structure of "Rents"on the French and British Labour Markets. *The Journal of Socio-Economics*, 35(2) : 180–196.

Clark, T. & Taylor, J. (1999). Income Inequality : A Tale of Two Cycles ? *Fiscal Studies*, 20(4) : 387–408.

Clegg, C. W. (1983). Psychology of Employee Lateness, Absence, and Turnover : A Methodological Critique and an Empirical Study. *Journal of Applied Psychology*, 68(1) : 88–101.

Coutrot, T. (1996). Relations sociales et performance économique, une première analyse empirique du cas français. *Travail et Emploi*, 66 : 39–58.

Coutrot, T. (2001). Une nouvelle période pour la conflictualité sociale. *Cahiers français*, 304.

Coutrot, T. & Malan, A. (1996). L'enquête "relations professionnelles et négociations d'entreprise" ("réponse") : Bilan critique d'une opération nouvelle. *Travail et Emploi*, 66 : 7–17.

Cowherd, D. M. & Levine, D. I. (1992). Product Quality and Pay Equity Between Lower-Level Employees and Top Management : An Investigation of Distributive Justice Theory. *Administrative Science Quarterly*, 37(2) : 302–320.

Cramton, P., Gunderson, M., & Tracy, J. (1999). The Effect of Collective Bargaining Legislation on Strikes and Wages. *The Review of Economics and Statistics*, 81(3) : 475–487.

Cramton, P. C. (1984). Bargaining with Incomplete Information : An Infinite-Horizon Model with Two- Sided Uncertainty. *The Review of Economic Studies*, 51(4) : 579–593.

Cramton, P. C. & Tracy, J. S. (1994). The Determinants of U.S. Labor Disputes. *Journal of Labor Economics*, 12(2) : 180–209.

Cramton, P. C. & Tracy, J. S. (2003). Unions, Bargaining and Strikes. In Addison, J. T. & Schnabel, C. (Eds.), *International Handbook of Trade Unions*, chap. 4, pp. 86–117, Northampton, MA : Edward Elgar.

Cully, M., Woodland, S., O'Reilly, A., & Dix, G. (1999). *Britain at Work*. London : Routledge.

Davoine, L. (2006). Les déterminants de la satisfaction au travail en Europe : l'importance du contexte. Document de travail N° 76, Centre d'Etudes de l'Emploi (CEE).

Deery, S. & Walsh, J. (1999). The Decline of Collectivism ? A Comparative Study of White-Collar Employees in Britain and Australia. *British Journal of Industrial Relations*, 37(2) : 245–269.

Denis, J.-M., Giraud, B., Pélisse, J., & Béroud, S. (2008). Une nouvelle donne ? Regain et transformation des conflits du travail. In Amossé, T., Bloch-London, C., & Wolff, L. (Eds.), *Les relations sociales en entreprise. Un portrait à partir des enquêtes "Relations professionnelles et négociations d'entreprise"*, pp. 223–255, Paris : La Découverte "Recherches".

DeVaro, J. (2008). The Effects of Self-Managed and Closely Managed Teams on Labor Productivity and Product Quality : An Empirical Analysis of a Cross-Section of Establishments. *Industrial Relations : A Journal of Economy and Society*, 47(4) : 659–697.

Devereux, P. J. & Hart, R. A. (2011). A Good Time to Stay Out ? Strikes and the Business Cycle. *British Journal of Industrial Relations*, 49(s1) : 70–92.

Dickerson, A. P. & Geroski, P. A. (1997). Productivity, Efficiency and Strike Activity. *International Review of Applied Economics*, 11(1) : 119–134.

DiNardo, J., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992 : A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64(5) : 1001–1044.

Dix, G., Sisson, K., & Forth, J. (2009). Conflict at Work : The Changing Pattern of Disputes. In Brown, W., Bryson, A., Forth, J., & Whitfield, K. (Eds.), *The Evolution of the Modern Workplace*, Cambridge : Cambridge University Press.

Drago, R. & Heywood, J. S. (1995). The Choice of Payment Schemes : Australian Establishment Data. *Industrial Relations : A Journal of Economy and Society*, 34(4) : 507–531.

Drago, R. & Wooden, M. (1992). The Determinants of Labor Absence : Economic Factors and Workgroup Norms across Countries. *Industrial and Labor Relations Review*, 45(4) : 764–778.

Drinkwater, S. & Ingram, P. (2005). Have Industrial Relations in the UK Really Improved ? *Labour*, 19(2) : 373–398.

Dustmann, C., Ludsteck, J., & Schönberg, U. (2009). Revisiting the German Wage Structure. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(2) : 843–881.

Edwards, P. K. (1995). Human Resource Management, Union Voice and the Use of Discipline : An Analysis of WIRS3. *Industrial Relations Journal*, 26(3) : 204–220.

Fairris, D. (1998). Social Stratification, Endogenous Contradictions, and Institutional Change. *Eastern Economic Journal*, 24(3) : 311–324.

Fairris, D. & Askenazy, P. (2010). Works Councils and Firm Productivity in France. *Journal of Labor Research*, 31(3) : 209–229.

Fakhfakh, F. & FitzRoy, F. R. (2006). Dynamic Monopsony : Evidence from a French Establishment Panel. *Economica*, 73(291) : 533–545.

Farrell, D. & Rusbult, C. E. (1992). Exploring the Exit, Voice, Loyalty, and Neglect Typology : The Influence of Job Satisfaction, Quality of Alternatives, and Investment Size. *Employee Responsibilities and Rights Journal*, 5(3) : 201–218.

Fehr, E. & Gächter, S. (2000). Fairness and Retaliation : The Economics of Reciprocity. *The Journal of Economic Perspectives*, 14(3) : 159–181.

Flaherty, S. (1987). Strike Activity, Worker Militancy, and Productivity Change in Manufacturing, 1961-1981. *Industrial and Labor Relations Review*, 40(4) : 585–600.

Freeman, R. B. (1976). Individual Mobility and Union Voice in the Labor Market. *The American Economic Review*, 66(2) : 361–368.

Freeman, R. B. (1978). Job Satisfaction as an Economic Variable. *The American Economic Review*, 68(2) : 135–141.

Freeman, R. B. (1982). Union Wage Practices and Wage Dispersion within Establishments. *Industrial and Labor Relations Review*, 36(1) : 3–21.

Freeman, R. B. & Medoff, J. L. (1979). The Two Faces of Unionism. *Public Interest*, 57 : 69–93.

Freeman, R. B. & Medoff, J. L. (1984). *What Do Unions Do ?* New York : Basic Books.

Freeman, R. B. & Pelletier, J. (1990). The Impact of Industrial Relations Legislation on British Union Density. *British Journal of Industrial Relations*, 28(2) : 141–164.

Furjot, D. (2002). De la participation au conflit. Point de vue et pratiques des institutions représentatives du personnel en matière de relations professionnelles. Document d'études N °64, Dares.

Gary-Bobo, R. & Jaaidane, T. (2011). Strikes and Slowdown in a Theory of Relational Contracts. Discussion paper, Centre d'Economie de la Sorbonne, Université Paris 1.

Gerlach, K. & Stephan, G. (2006). Pay Policies of Firms and Collective Wage Contracts – An Uneasy Partnership ? *Industrial Relations : A Journal of Economy and Society*, 45(1) : 47–67.

Geroski, P. A., Hamlin, A. P., & Knight, K. G. (1982). Wages, Strikes and Market Structure. *Oxford Economic Papers*, 34(2) : 276–291.

Ghinetti, P. (2004). Does Education Matter ? Schooling Endogeneity and the Public Wage Premium in Italy. Discussion Paper 39, DISCE - Quaderni dell'Istituto di Economia dell'Impresa e del Lavoro, Università Cattolica, Milan.

Godard, J. (1992). Strikes as Collective Voice : A Behavioral Analysis of Strike Activity. *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1) : 161–175.

Godard, J. (2005). *Industrial Relations : The Economy and Society*. Toronto : Captus Press, 3rd edn.

Godard, J. (2011). What Has Happened to Strikes ? *British Journal of Industrial Relations*, 49(2) : 282–305.

Godechot, O. & Gurgand, M. (2000). Quand les salariés jugent leur salaire. *Economie et Statistique*, 331 : 3–24.

Gosling, A. & Machin, S. (1995). Trade Unions and the Dispersion of Earnings in British Establishments, 1980-90. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(2) : 167–184.

Gosling, A., Machin, S., & Meghir, C. (1994). What Has Happened to Men's Wages since the Mid-1960s ? *Fiscal Studies*, 15(4) : 63–87.

Goux, D. & Maurin, E. (2000). The Decline in Demand for Unskilled Labor : An Empirical Analysis Method and Its Application to France. *The Review of Economics and Statistics*, 82(4) : 596–607.

Gramm, C. L. (1986). The Determinants of Strike Incidence and Severity : A Micro-Level Study. *Industrial and Labor Relations Review*, 39(3) : 361–376.

Gramm, C. L. & Schnell, J. F. (1994). Difficult Choices : Crossing the Picket Line during the 1987 National Football League Strike. *Journal of Labor Economics*, 12(1) : 41–73.

Green, F. (2004). Why Has Work Effort Become More Intense ? *Industrial Relations : A Journal of Economy and Society*, 43(4) : 709–741.

Greene, W. H. (1998). Gender Economics Courses in Liberal Arts Colleges : Further Results. *The Journal of Economic Education*, 29(4) : 291–300.

Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ : Prentice-Hall, 5th edn.

Groux, G. & Pernot, J.-M. (2008). *La grève*. Paris : Presses de Sciences Po.

Haltiwanger, J. C., Lane, J. I., & Spletzer, J. R. (1999). Productivity Differences across Employers : The Roles of Employer Size, Age, and Human Capital. *The American Economic Review*, 89(2) : 94–98.

Handy, L. J. (1968). Absenteeism and Attendance in the British Coal-Mining Industry : An Examination of Post-War Trends. *British Journal of Industrial Relations*, 6(1) : 27–50.

Harrison, A. & Stewart, M. (1989). Cyclical Fluctuations in Strike Durations. *The American Economic Review*, 79(4) : 827–841.

Harrison, A. & Stewart, M. (1994). Is Strike Behavior Cyclical ? *Journal of Labor Economics*, 12(4) : 524–553.

Hayes, B. (1984). Unions and Strikes with Asymmetric Information. *Journal of Labor Economics*, 2(1) : 57–83.

Hayward, B., Peters, M., Rousseau, N., & Seeds, K. (2004). *Findings from the Survey of Employment Tribunal Applications 2003.* Employment Relations Research Series No. 33, London : DTI.

Hebdon, R. P. (2005). Toward a Theory of Workplace Conflict : The Case of U.S. Municipal Collective Bargaining. In Lewin, D. & Kaufman, B. E. (Eds.), *Advances in Industrial and Labor Relations : Volume 14*, pp. 33–65, Amsterdam : Elsevier.

Hebdon, R. P. & Stern, R. N. (1998). Tradeoffs among Expressions of Industrial Conflict : Public Sector Strike Bans and Grievance Arbitrations. *Industrial and Labor Relations Review*, 51(2) : 204–221.

Heckman, J. J. & Robb, R. (1985). Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions : An Overview. *Journal of Econometrics*, 30(1–2) : 239–267.

Heyman, F. (2005). Pay Inequality and Firm Performance : Evidence from Matched Employer–Employee Data. *Applied Economics*, 37(11) : 1313–1327.

Hicks, J. R. (1932). *The Theory of Wages*. London : Macmillan.

Hicks, J. R. (1966). *The Theory of Wages*. New York : Macmillan, 2nd edn.

Hirsch, B. T. (2004). What Do Unions Do for Economic Performance ? *Journal of Labor Research*, 25(3) : 415–455.

Hyman, R. (1972). *Strikes*. London : Fontana/Collins.

Hyman, R. (1989). *Strikes*. Houndmills : Macmillan.

Ichniowski, C. (1986). The Effects of Grievance Activity on Productivity. *Industrial and Labor Relations Review*, 40(1) : 75–89.

Ingram, P., Metcalf, D., & Wadsworth, J. (1993). Strike Incidence in British Manufacturing in the 1980s. *Industrial and Labor Relations Review*, 46(4) : 704–717.

Jefferys, S. (2008). Les relations professionnelles prises comme objets de recherche : le rôle des enquêtes statistiques dans leurs contextes nationaux (France et Grande-Bretagne). In Amossé, T., Bloch-London, C., & Wolff, L. (Eds.), *Les relations sociales en entreprise. Un portrait à partir des enquêtes "Relations professionnelles et négociations d'entreprise"*, pp. 25–37, Paris : La Découverte "Recherches".

Jenkins, S. P., Cappellari, L., Lynn, P., Jäckle, A., & Sala, E. (2006). Patterns of Consent : Evidence from a General Household Survey. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, 169(4) : 701–722.

Jensen, J. B., McGuckin, R. H., & Stiroh, K. J. (2001). The Impact of Vintage and Survival on Productivity : Evidence from Cohorts of U.S. Manufacturing Plants. *The Review of Economics and Statistics*, 83(2) : 323–332.

Johnson, N. B. & Jarley, P. (2004). Justice and Union Participation : An Extension and Test of Mobilization Theory. *British Journal of Industrial Relations*, 42(3) : 543–562.

Juhn, C., Murphy, K. M., & Pierce, B. (1993). Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *Journal of Political Economy*, 101(3) : 410–442.

Katz, H. C., Kochan, T. A., & Gobeille, K. R. (1983). Industrial Relations Performance, Economic Performance and QWL Programs : An Interplant Analysis. *Industrial and Labor Relations Review*, 37(1) : 3–17.

Kaufman, B. E. (1982). The Determinants of Strikes in the United States, 1900-1977. *Industrial and Labor Relations Review*, 35(4) : 473–490.

Kaufman, B. E. (1983). The Determinants of Strikes Over Time and Across Industries. *Journal of Labor Research*, 4(2) : 159–175.

Kennan, J. (1980). Pareto Optimality and the Economics of Strike Duration. *Journal of Labor Research*, 1(1) : 77–94.

Kennan, J. (1985). The Duration of Contract Strikes in U.S. Manufacturing. *Journal of Econometrics*, 28(1) : 5–28.

Kennan, J. (1986). The Economics of Strikes. In Ashenfelter, O. C. & Layard, R. (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 2, chap. 19, pp. 1091–1137, Amsterdam : Elsevier.

Kennan, J. & Wilson, R. (1993). Bargaining with Private Information. *Journal of Economic Literature*, 31(1) : 45–104.

Kerr, C. (1964). *Labor and Management in Industrial Society*. New York : Anchor Books Doubleday.

Kerr, C. & Siegel, A. (1954). The Interindustry Propensity to Strike – An International Comparison. In Kornhauser, A., Dubin, R., & Ross, A. M. (Eds.), *Industrial Conflict*, pp. 189–212, New York : McGraw-Hill.

Kersley, B., Alpin, C., Forth, J., Bryson, A., Bewley, H., Dix, G., & Oxenbridge, S. (2006). *Inside the Workplace : First Findings from the 2004 Workplace Employment Relations Survey (WERS 2004)*. London : Routledge.

Klaas, B. & McClendon, J. (1995). Crossing the Line : The Determinants of Picket Line Crossing During a Faculty Strike. *Journal of Labor Research*, 16(3) : 331–346.

Kleiner, M. M., Leonard, J. S., & Pilarski, A. M. (2002). How Industrial Relations Affects Plant Performance : The Case of Commercial Aircraft Manufacturing. *Industrial and Labor Relations Review*, 55(2) : 195–218.

Kleiner, M. M., Nickelsburg, G., & Pilarski, A. (1995). Monitoring, Grievances, and Plant Performance. *Industrial Relations : A Journal of Economy and Society*, 34(2) : 169–189.

Knight, K. G. (1989). Labour Productivity and Strike Activity in British Manufacturing Industries : Some Quantitative Evidence. *British Journal of Industrial Relations*, 27(3) : 365–374.

Knight, K. G. & Latreille, P. L. (2000). Discipline, Dismissals and Complaints to Employment Tribunals. *British Journal of Industrial Relations*, 38(4) : 533–555.

Knowles, K. G. J. C. (1952). *Strikes – A Study in Industrial Conflict*. Oxford : Basil Blackwell.

Knowles, K. G. J. C. (1954). "Strike-Proneness" and Its Determinants. *The American Journal of Sociology*, 60(3) : 213–229.

Koubi, A. & Roux, S. (2006). Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises. Document de travail N ° G 2006/13, INSEE, Direction des Etudes et Synthèses Economiques, Paris.

Krueger, A. B. & Mas, A. (2004). Strikes, Scabs, and Tread Separations : Labor Strife and the Production of Defective Bridgestone/Firestone Tires. *Journal of Political Economy*, 112(2) : 253–289.

Latreille, P. L., Latreille, J. A., & Knight, K. G. (2007). Employment Tribunals and Acas : Evidence from a Survey of Representatives. *Industrial Relations Journal*, 38(2) : 136–154.

Layard, R. (2006). *Happiness : Lessons from a New Science*. London : Penguin Group.

Lazear, E. P. (1979). Why Is There Mandatory Retirement ? *Journal of Political Economy*, 87(6) : 1261–1284.

Lazear, E. P. (1989). Pay Equality and Industrial Politics. *Journal of Political Economy*, 97(3) : 561–580.

Lazear, E. P. & Rosen, S. (1981). Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts. *Journal of Political Economy*, 89(5) : 841–864.

Lee, L.-F. (1992). Amemiya's Generalized Least Squares and Tests of Overidentification in Simultaneous Equation Models with Qualitative or Limited Dependent Variables. *Econometric Reviews*, 11(3) : 319–328.

Lemieux, T. (1998). Estimating the Effects of Unions on Wage Inequality in a Panel Data Model with Comparative Advantage and Nonrandom Selection. *Journal of Labor Economics*, 16(2) : 261–291.

Lemieux, T., Macleod, W. B., & Parent, D. (2009). Performance Pay and Wage Inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(1) : 1–49.

LeRoy, M. (1992). Multivariate Analysis of Unionized Employees' Propensity to Cross Their Union's Picket Line. *Journal of Labor Research*, 13(3) : 285–292.

Leslie, D. & Pu, Y. (1995). Unions and the Rise in Wage Inequality in Britain. *Applied Economics Letters*, 2(8) : 266–270.

Levine, D. I. (1991). Cohesiveness, Productivity, and Wage Dispersion. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 15(2) : 237–255.

Lévy-Garboua, L., Montmarquette, C., & Simonnet, V. (2007). Job Satisfaction and Quits. *Labour Economics*, 14(2) : 251–268.

Machin, S., Stewart, M., & Van Reenen, J. (1993). The Economic Effects of Multiple Unionism : Evidence from the 1984 Workplace Industrial Relations Survey. *Scandinavian Journal of Economics*, 95(3) : 279–296.

Machin, S. & Van Reenen, J. (2007). Changes in Wage Inequality. Working paper, Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.

Maddala, G. S. (1983). *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge : Cambridge University Press.

Mahy, B., Rycx, F., & Volral, M. (2011). Does Wage Dispersion Make All Firms Productive ? *Scottish Journal of Political Economy*, 58(4) : 455–489.

Maitland, I. (1983). *The Causes of Industrial Disorder : A Comparison of a British and a German Factory*. London : Routledge and Kegan Paul.

Martin, J. (1981). Relative Deprivation : A Theory of Distributive Injustice for an Era of Shrinking Resources. In Commings, L. L. & Staw, B. M. (Eds.), *Research in Organizational Behavior : An Annual Series of Analytical Essays and Critical Review*, vol. 3, pp. 53–107, Greenwich, CT : JAI Press.

Martin, J. (1982). The Fairness of Earnings Differentials : An Experimental Study of the Perceptions of Blue-Collar Workers. *The Journal of Human Resources*, 17(1) : 110–122.

Martin, J. E. (1986). Predictors of Individual Propensity to Strike. *Industrial and Labor Relations Review*, 39(2) : 214–227.

Mas, A. (2008). Labour Unrest and the Quality of Production : Evidence from the Construction Equipment Resale Market. *Review of Economic Studies*, 75(1) : 229–258.

Matteucci, N., O'Mahony, M., Robinson, C., & Zwick, T. (2005). Productivity, Workplace Performance and ICT : Industry and Firm-Level Evidence for Europe and the US. *Scottish Journal of Political Economy*, 52(3) : 359–386.

McClendon, J. A. & Klaas, B. (1993). Determinants of Strike-Related Militancy : An Analysis of a University Faculty Strike. *Industrial and Labor Relations Review*, 46(3) : 560–573.

McConnell, S. (1989). Strikes, Wages, and Private Information. *The American Economic Review*, 79(4) : 801–815.

McConnell, S. (1990). Cyclical Fluctuations in Strike Activity. *Industrial and Labor Relations Review*, 44(1) : 130–143.

McHugh, R. (1991). Productivity Effects of Strikes in Struck and Nonstruck Industries. *Industrial and Labor Relations Review*, 44(4) : 722–732.

Mefford, R. N. (1986). The Effect of Unions on Productivity in a Multinational Manufacturing Firm. *Industrial and Labor Relations Review*, 40(1) : 105–114.

Monfardini, C. & Radice, R. (2008). Testing Exogeneity in the Bivariate Probit Model. A Monte Carlo Study. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(2) : 271–282.

Mumford, K. (1993). A Critical Comparison of Models of Strike Activity. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55(3) : 285–312.

Naples, M. I. (1988). Industrial Conflict, the Quality of Worklife, and the Productivity Slowdown in U.S. Manufacturing. *Eastern Economic Journal*, 14(2) : 157–166.

Newey, W. K. (1987). Efficient Estimation of Limited Dependent Variable Models with Endogenous Explanatory Variables. *Journal of Econometrics*, 36(3) : 231–250.

Ng, I. (1991). Predictors of Strike Voting Behavior : The Case of University Faculty. *Journal of Labor Research*, 12(2) : 123–134.

Nicolitsas, D. (2000). Accounting for Strikes : Evidence from UK Manufacturing in the 1980s. *Labour*, 14(3) : 417–440.

Nolan, P. & Marginson, P. (1990). Skating on Thin Ice ? David Metcalf on Trade Unions and Productivity. *British Journal of Industrial Relations*, 28(2) : 227–247.

Norsworthy, J. R. & Zabala, C. A. (1985). Worker Attitudes, Worker Behavior, and Productivity in the U.S. Automobile Industry, 1959-1976. *Industrial and Labor Relations Review*, 38(4) : 544–557.

Ozaki, M. (1988). *Labour Relations in the Public Service : Developing Countries*. Geneva : International Labour Office.

Paci, P. & Holl, A. W. P. (1993). Measuring Union Power in British Manufacturing : a Latent Variable Approach. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55(1) : 65–85.

Pernot, J.-M. (2005). Conflits du public, conflits du privé. In Denis, J.-M. (Ed.), *Le Conflit en grève ? Tendances et perspectives de la conflictualité contemporaine*, pp. 147–169, Paris : La Dispute.

Pernot, J.-M. & Pignoni, M.-T. (2008). Les salariés et les organisations syndicales de 1992 à 2004 : une longue saison de désamour. In Amossé, T., Bloch-London, C., & Wolff, L. (Eds.), *Les relations sociales en entreprise. Un portrait à partir des enquêtes "Relations professionnelles et négociations d'entreprise"*, pp. 140–162, Paris : La Découverte "Recherches".

Pignoni, M.-T. & Tenret, E. (2007). Présence syndicale : des implantations en croissance, une confiance des salariés qui ne débouche pas sur des adhésions. *Premières Synthèses*, N° 14.2(Dares).

Rabin, M. (1993). Incorporating Fairness into Game Theory and Economics. *The American Economic Review*, 83(5) : 1281–1302.

Rabin, M. (1998). Psychology and Economics. *Journal of Economic Literature*, 36(1) : 11–46.

Reder, M. W. & Neumann, G. R. (1980). Conflict and Contract : The Case of Strikes. *Journal of Political Economy*, 88(5) : 867–886.

Rees, A. (1952). Industrial Conflict and Business Fluctuations. *Journal of Political Economy*, 60(5) : 371–382.

Rees, A. (1993). The Role of Fairness in Wage Determination. *Journal of Labor Economics*, 11(1) : 243–252.

Reilly, K. T. (1996). Does Union Membership Matter ? The Effect of Establishment Union Density on the Union Wage Differential. *The Review of Economics and Statistics*, 78(3) : 547–557.

Rivers, D. & Vuong, Q. H. (1988). Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models. *Journal of Econometrics*, 39(3) : 347–366.

Roodman, D. (2009). Estimating Fully Observed Recursive Mixed-Process Models with cmp. Working Papers 168, Center for Global Development.

Roodman, D. M. (2011). CMP : Stata module to implement conditional (recursive) mixed process estimator. Statistical Software Components, Boston College Department of Economics.

Rose, D. C. (1994). Firm Diversification and Strike Duration : Is There a Connection ? *Industrial Relations : A Journal of Economy and Society*, 33(4) : 482–491.

Ross, A. M. (1948). *Theory of Union Wage Policy*. Berkeley : University of California Press.

Rubin, B. A. (1988). Inequality in the Working Class : The Unanticipated Consequences of Union Organization and Strikes. *Industrial and Labor Relations Review*, 41(4) : 553–566.

Rusbult, C. E., Farrell, D., Rogers, G., & Mainous, A. G. (1988). Impact of Exchange Variables on Exit, Voice, Loyalty, and Neglect : An Integrative Model of Responses to Declining Job Satisfaction. *The Academy of Management Journal*, 31(3) : 599–627.

Sapsford, D. & Turnbull, P. (1994). Strikes and Industrial Conflict in Britain's Docks : Balloons or Icebergs ? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 56(3) : 249–265.

Sapsford, D. & Turnbull, P. (1996). A New Method for Investigating the Relationship between Strikes and Absenteeism. *Applied Economics Letters*, 3(7) : 431–434.

Saundry, R., Jones, C., & Antcliff, V. (2011). Discipline, Representation and Dispute Resolution—Exploring the Role of Trade Unions and Employee Companions in Workplace Discipline. *Industrial Relations Journal*, 42(2) : 195–211.

Scheuer, S. (2006). A Novel Calculus ? Institutional Change, Globalization and Industrial Conflict in Europe. *European Journal of Industrial Relations*, 12(2) : 143–164.

Schmidt, M. B. & Berri, D. J. (2004). The Impact of Labor Strikes on Consumer Demand : An Application to Professional Sports. *The American Economic Review*, 94(1) : 344–357.

Schnell, J. F. & Gramm, C. L. (1987). Learning by Striking : Estimates of the Teetotaler Effect. *Journal of Labor Economics*, 5(2) : 221–241.

Schnell, J. F. & Gramm, C. L. (1994). The Empirical Relations between Employers' Striker Replacement Strategies and Strike Duration. *Industrial and Labor Relations Review*, 47(2) : 189–206.

Schutt, R. K. (1982). Models of Militancy : Support for Strikes and Work Actions among Public Employees. *Industrial and Labor Relations Review*, 35(3) : 406–422.

Seiler, E. (1984). Piece Rate Vs. Time Rate : The Effect of Incentives on Earnings. *The Review of Economics and Statistics*, 66(3) : 363–376.

Shackleton, J. R. (2002). *Employment Tribunals : Their Growth and the Case for Radical Reform*. London : Institute for Employment Affairs.

Shalev, M. (1980). Trade Unionism and Economic Analysis : The Case of Industrial Conflict. *Journal of Labor Research*, 1(1) : 133–173.

Shorey, J. (1976). An Inter-Industry Analysis of Strike Frequency. *Economica*, 43(172) : 349–365.

Sirot, S. (2002). *La grève en France : une histoire sociale (XIXe-XXe siècle)*. Collection “Histoire”, Paris : Odile Jacob.

Sisson, K. (2010). Employment Relations Matters. Research Studies and Reports Paper 29, Cornell University ILR School.

Snarr, D. N. (1975). Strikers and Nonstrikers : A Social Comparison. *Industrial Relations : A Journal of Economy and Society*, 14(3) : 371–374.

Stern, R. N. (1976). Intermetropolitan Patterns of Strike Frequency. *Industrial and Labor Relations Review*, 29(2) : 218–235.

Stewart, M. B. (1990). Union Wage Differentials, Product Market Influences and the Division of Rents. *The Economic Journal*, 100(403) : 1122–1137.

Stewart, M. B. (1991). Union Wage Differentials in the Face of Changes in the Economic and Legal Environment. *Economica*, 58(230) : 155–172.

Syverson, C. (2004). Product Substitutability and Productivity Dispersion. *The Review of Economics and Statistics*, 86(2) : 534–550.

Tournadre, F. & Villeval, M.-C. (2002). Surrenchères salariales et conflictualité : une approche expérimentale. *Revue d'Economie Politique*, 112(1) : 157–171.

Tournadre, F. & Villeval, M.-C. (2004). Learning from Strikes. *Labour Economics*, 11(2) : 243–264.

Tracy, J. S. (1986). An Investigation into the Determinants of U.S. Strike Activity. *The American Economic Review*, 76(3) : 423–436.

Tracy, J. S. (1987). An Empirical Test of an Asymmetric Information Model of Strikes. *Journal of Labor Economics*, 5(2) : 149–173.

Turner, H. A., Clack, G., & Roberts, G. (1967). *Labour Relations in the Motor Industry : A Study of Industrial Unrest and an International Comparison*. London : Allen & Unwin.

Varoufakis, Y. (1989). Worker Solidarity and Strikes. *Australian Economic Papers*, 28(52) : 76–92.

Vella, F. (1993). Nonwage Benefits in a Simultaneous Model of Wages and Hours : Labor Supply Functions of Young Females. *Journal of Labor Economics*, 11(4) : 704–723.

Vella, F. & Verbeek, M. (1999). Estimating and Interpreting Models with Endogenous Treatment Effects. *Journal of Business & Economic Statistics*, 17(4) : 473–478.

Verdugo, G. (2011). The Great Compression of the Wage Structure in France, 1969-2008. Discussion paper, Institute for the Study of Labor (IZA).

Verdugo, G., Fraisse, H., & Horny, G. (2012). La distribution des salaires en France depuis 1990 : la grande compression. *Revue Economique*, 63(6).

Vroman, S. B. (1989). A Longitudinal Analysis of Strike Activity in U.S. Manufacturing : 1957-1984. *The American Economic Review*, 79(4) : 816–826.

Vroom, V. H. (1964). *Work and Motivation*. New York : Wiley.

Wilde, J. (2000). Identification of Multiple Equation Probit Models with Endogenous Dummy Regressors. *Economics Letters*, 69(3) : 309 – 312.

Wolcott, S. (2008). Strikes in Colonial India, 1921-1938. *Industrial and Labor Relations Review*, 61(4) : 459–484.

Wolff, L. (2008). Le paradoxe du syndicalisme français : un faible nombre d'adhérents, mais des syndicats bien implantés. *Premières synthèses*, N° 16.1(Dares).

Wooldridge, J. M. (2008). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, 2nd Edition*. MIT Press Books, Cambridge : The MIT Press.

Yoder, D. (1940). Economic Changes and Industrial Unrest in the United States. *The Journal of Political Economy*, 48(2) : 222–237.

Zabel, J. E. (1998). An Analysis of Attrition in the Panel Study of Income Dynamics and the Survey of Income and Program Participation with an Application to a Model of Labor Market Behavior. *The Journal of Human Resources*, 33(2) : 479–506.

Zwick, T. (2004). Employee Participation and Productivity. *Labour Economics*, 11(6) : 715–740.

Liste des tables

Liste des figures

Résumé

Cette thèse propose trois essais empiriques consacrés à l'analyse des grèves en France, à partir de données récentes d'établissements et d'entreprises et l'utilisation de méthodes économétriques variées. Très peu d'études quantitatives, d'inspiration économique, ont été menées sur ce sujet en France, contrastant avec une littérature anglo-saxonne particulièrement étendue sur l'analyse économique des grèves. Le déclin de la syndicalisation et de l'action collective des salariés a néanmoins conduit à un déplacement progressif de l'intérêt des chercheurs anglo-saxons, en économie du travail et en relations industrielles (*industrial relations*), vers l'étude des relations de travail individuelles entre salariés et employeurs. L'individualisation des emplois et des relations de travail dans les entreprises est souvent considérée comme orthogonale à l'action collective des salariés. Le déclin des grèves et autres formes collectives de conflit a pu notamment être associé, dans la littérature anglo-saxonne, à une augmentation des manifestations individuelles de conflit et de la dispersion ou inégalité globale des salaires dans les entreprises.

Nous proposons, dans cette thèse, une analyse originale des grèves en France, en lien avec ces deux aspects, caractéristiques de l'individualisation des emplois et des relations de travail dans les entreprises. Le premier chapitre s'intéresse à la relation existant entre l'expression collective de conflit, dont les grèves, et des formes individuelles de conflit croissantes dans les établissements français, *i.e.* les recours aux prud'hommes et l'action disciplinaire. L'analyse conduite révèle une relation de substitution entre l'expression collective de conflit et le recours aux prud'hommes des salariés, tandis que les grèves et autres conflits collectifs tendent parallèlement à s'associer à un recours accru des employeurs à l'action disciplinaire. Le deuxième chapitre considère explicitement cette relation, plus spécifiquement entre les grèves et l'absentéisme des salariés, dans l'estimation et l'analyse de l'effet des grèves sur la productivité du travail des entreprises françaises. L'occurrence de grèves sur la période récente passée tend à s'associer à un gain de productivité du travail dans les entreprises concernées par une faible fréquence de grèves, sous condition que celles-ci soient associées à une expression individuelle de mécontentement des salariés (*i.e.* absentéisme) plus faible. Le troisième chapitre examine le rôle de la dispersion salariale intra-firme dans les variations de l'activité de grève entre les établissements français. Si une forte dispersion des salaires au sein de la main d'oeuvre s'avère être un frein à la mobilisation collective des salariés dans des grèves, elle apparaît néanmoins être à l'origine d'une activité de grève plus soutenue, en termes de fréquence et de durée des grèves, dans certains établissements.

Mots-clés : grèves, conflits du travail, syndicalisme, productivité du travail, dispersion salariale intra-firme

Abstract

This thesis consists of three essays on the analysis of labor strikes in France, using recent data on workplaces and firms and applying various econometric methods. Very few quantitative studies, in economics, have been conducted on this issue in France, in contrast with a particularly large Anglo-saxon literature on the economic analysis of strikes. The decline of unionization and collective action of employees led however to a progressive shift in the interest of Anglo-saxon researchers, in labor economics and industrial relations, towards the study of individual labor relations between employees and employers. The individualization of jobs and labor relations is often considered as orthogonal to employee collective action. The decline of strikes and other collective disputes may have been linked, in the Anglo-saxon literature, to an increase in individual expressions of conflict and in the overall wage dispersion or inequality within firms.

We propose, in this thesis, an original analysis of strikes in France, in connection with these two facets, linked to the individualization of jobs and labor relations in firms. The first chapter documents the relationship between the collective expression of conflict, including strikes, and growing individual forms of conflict in French workplaces, *i.e.* Employment Tribunal (or *prud'hommes*) claims and disciplinary action. It is shown that the collective expression of conflict and Employment Tribunal claims are substitutes in French workplaces, while strikes and other collective disputes increase the employer use of disciplinary action. The second chapter deals explicitly with this relationship, more specifically between strikes and employee absenteeism, in estimating and analyzing the effect of strikes on labor productivity in French firms. Strike occurrence during the recent past period tends to be associated with a surplus in labor productivity in firms affected by a low strike frequency, conditionally to a weaker employee expression of discontent (*i.e.* absenteeism). The third chapter discusses the role of within-firm wage dispersion in variations of strike activity between French workplaces. If a great wage dispersion among the workforce proves to be an obstacle to employee collective organization in strikes, it seems however to result in a more intense strike activity, in terms of frequency and of duration, in some workplaces.

Keywords : strikes, labor conflict, labor disputes, unionism, labor productivity, within-firm wage dispersion